

Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Estudios de Posgrado

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA

Estimación del precio fundamental de la soja para el
período 1991-2019

AUTOR: ARIEL FRANCISCO BENAVENTO

DIRECTOR: LUIS ALBERTO TRAJTENBERG

NOVIEMBRE 2020

Resumen

El presente trabajo busca contribuir al conocimiento de los factores que inciden en la determinación del precio de la soja a nivel internacional. Específicamente, se propone un modelo para estimar el precio de equilibrio de largo plazo de la soja en el mercado de Chicago para el período que abarca de enero de 1991 a diciembre de 2019. La hipótesis que guía este trabajo es que la actividad especulativa podría incidir en la dinámica de corto plazo del precio, pero no en su equilibrio de largo plazo, donde quedaría determinado por un conjunto de variables fundamentales. Junto con el valor real del dólar y una tasa de interés real como determinantes macroeconómicos, se incluye el ratio stock/uso de soja en EE.UU. como indicador de escasez relativa del mercado. Este permite incorporar la situación de la oferta al análisis, además de la dinámica de la demanda, variable que se han limitado a considerar muchos trabajos. Para la estimación econométrica se recurre al estimador OLS Dinámico (DOLS), metodología que, entre otras cuestiones, resuelve la potencial simultaneidad entre los regresores y la variable dependiente. Los resultados obtenidos corroboran empíricamente la relevancia de las variables seleccionadas en la determinación del precio fundamental de la soja. También se analiza la posible incidencia del capital financiero ajeno al mercado físico de la oleaginosa (“especulativo”) en su precio mediante un test de causalidad de Granger, hallándose muy poca evidencia al respecto, cuestión que queda abierta para un análisis más exhaustivo del tema. Una correcta comprensión de los factores que inciden en el precio de la soja posee implicancias decisivas para las decisiones de política económica en la Argentina, donde el cultivo adquirió una importancia primordial entrado el nuevo siglo. Por último, se extiende el análisis hacia el precio fundamental del maíz y del petróleo. La fuerte incidencia del valor real del dólar en estos modelos podría contribuir a explicar el elevado comovimiento que registran los precios de diversos commodities.

Palabras clave: Precio de la soja, Estimador OLS dinámico, balance de oferta y uso de soja, tipo de cambio real, tasa de interés real, causalidad de granger, precio del maíz, precio del petróleo.

Clasificación JEL: Q02, Q11, C51, Q41.

Índice

1. Introducción	4
2. Antecedentes.....	7
3. Evolución del precio de la soja.....	10
4. Determinantes del precio fundamental de la soja.....	12
4.1. Oferta y demanda mundial	13
4.1.1. Composición de las importaciones	13
4.1.2. Principales países importadores de soja.....	14
4.1.3. La explosión de la demanda china	16
4.1.4. Principales países exportadores de soja	22
4.1.5. Biocombustibles.....	29
4.2. Balance de oferta y uso de soja. La relación stock/uso	35
4.2.1. La soja y el petróleo	38
4.3. Comovimiento de la soja con otros granos y commodities	39
4.4. Valor real del dólar	42
4.5. Tasa de interés real	43
4.5.1. Componente especulativo y stocks	45
5. Precios relativos de los productos del complejo soja.....	47
6. Estimación del modelo empírico.....	51
6.1. Estimación econométrica.....	55
6.2. Resultados.....	56
6.3. Algunas implicancias para la Argentina	58
7. El efecto de la especulación.....	61
8. Estimaciones econométricas alternativas	70
8.1. Actividad económica de los principales países importadores	70
8.2. Actividad económica de China	72
8.3. Exportaciones de soja de EE.UU.....	73
9. Extensión del análisis a otros commodities.....	75
9.1. Modelo empírico para el precio del maíz	76
9.1.1. Estimación econométrica	78
9.1.2. Resultados	78
9.2. Modelo empírico para el precio del petróleo.....	80
9.2.1. Estimación econométrica	85
9.2.2. Resultados	86
10. Conclusiones	88
11. Referencias	92

1. Introducción

El rápido y sorpresivo crecimiento del precio de los commodities iniciado en los años 2007-2008, que en el caso de la soja alcanzó su punto más elevado durante el año 2012, motivó un gran debate tanto en el ámbito político como académico en torno a las causas que lo alentaron. En términos generales, existieron dos tipos de hipótesis para explicar esta vertiginosa suba en el precio de los commodities y, en particular, de los granos.

La primera hipótesis parte de la situación de las variables fundamentales. Entre ellas, se ha mencionado habitualmente el rápido crecimiento de la demanda asiática, a un ritmo inconsistente con la oferta global de granos; el desarrollo de los biocombustibles; la depreciación del dólar en términos reales; y el contexto de bajas tasas de interés, tanto en EE.UU. como a nivel mundial (Baffes y Haniotis, 2010, 2016; Krugman, 2008; Frankel, 2006; Wright, 2010).

En cambio, la segunda explicación otorga al factor especulativo un rol central en la dinámica de los precios durante las últimas dos décadas, destacándose el fenómeno conocido como “financiarización de los commodities”, mediante el cual diversos agentes no convencionales (bancos de inversión, fondos de riesgo y fondos mutuos), ajenos a la producción o al comercio, incursionaron crecientemente en los mercados de derivados de commodities (Bastoure et al., 2010).

Con distintas velocidades, los precios de los diversos commodities fueron descendiendo desde el año 2014, ubicándose para 2019 en niveles anteriores al citado boom, bajos en términos históricos. Si bien esta prolongada dinámica bajista contribuyó a que la cuestión fuera cediendo espacio en el plano político y académico, continúa siendo de primordial importancia la correcta comprensión de los factores que determinan el precio de los commodities. Especialmente, en lo referente a la política económica de los países fuertemente dependientes de la producción y exportación de estos productos, como es el caso de la Argentina en lo relativo a los granos y derivados.

En este marco, el presente trabajo busca contribuir al conocimiento de los factores que inciden en la determinación del precio de la soja a nivel internacional.

Específicamente, se propone un modelo para estimar el precio de equilibrio de largo plazo o “fundamental” de la soja en el mercado de Chicago, principal referencia a nivel mundial, en función de un conjunto de variables fundamentales, para el período que abarca de enero de 1991

a diciembre de 2019. Éste parte del modelo planteado por Bastourre et al. (2010), que mide el valor fundamental de un conjunto de commodities, considerando un promedio simple de los índices de alimentos y metales que reporta el FMI. El citado trabajo sostiene que la actividad especulativa incide en la dinámica de corto plazo de los precios, pero no en su equilibrio de largo plazo, donde quedarían determinados por variables macroeconómicas.

Aquí se retoma esta línea de investigación, originalmente enfocada sobre un índice general de precios de commodities, a uno en particular, la soja, cultivo que fue ganando un peso muy importante en la economía argentina desde mediados de la década del 90.

En la campaña 2018/19, la oleaginosa explicó un 47% del área sembrada y un 40% de la cosecha de cereales y oleaginosas. Asimismo, el complejo sojero aportó el 25% del valor exportado en el año 2019, siendo además -por lejos- el principal proveedor neto de divisas de la dependiente economía argentina. También supo adquirir relevancia en el plano fiscal desde la implementación de los derechos de exportación en 2002, con un pico de participación en el año 2010, cuando explicó alrededor del 6% de la recaudación total. Si bien la soja perdió importancia en materia impositiva durante el período 2016-2018, dada la rebaja efectuada en los derechos de exportación y los menores precios internacionales, recientemente ha comenzado a ganar peso otra vez, gracias a las subas de alícuotas realizadas desde fines de 2019, la devaluación de la moneda y la recesión que afectó a otros rubros centrales de la recaudación. Así, ese año ya había sido responsable de aproximadamente el 4,5% de la recaudación global.

Naturalmente, de esto se desprende que una correcta comprensión de los factores que inciden en el precio de la soja posee implicancias decisivas para las decisiones de política económica en la Argentina. Especialmente, en períodos de grandes fluctuaciones de precios, durante los cuales resulta de suma importancia discernir si éstas se encuentran sustentadas en fundamentos macroeconómicos o sectoriales y, por ende, pueden considerarse sostenibles en el tiempo -al menos mientras perduren dichos fundamentos-; o bien si el precio se ha despegado significativamente de su valor de equilibrio -pudiendo deberse esto, quizás, a la actividad especulativa-, lo cual permitiría deducir el carácter esporádico de los nuevos niveles y pronosticar la trayectoria futura hacia su valor fundamental.

La hipótesis que guía este trabajo es que el precio de equilibrio de largo plazo de la soja se explica por un conjunto de variables fundamentales. Junto con el valor real del dólar y la tasa de interés real como determinantes a nivel macroeconómico, se propone la utilización de la

relación stock/uso de soja como variable explicativa específica de este mercado. Se trata de los stocks finales relativos al uso total de cada año comercial de la oleaginosa, variable que permite dar cuenta del balance entre la oferta y la demanda, constituyéndose como un indicador de la escasez relativa del mercado. Por cuestiones de confiabilidad y compatibilidad de la información se utiliza el ratio stock/uso que estima la USDA para EE.UU., el cual constituye un buen reflejo del mercado mundial de la oleaginosa.

De esta forma, se incorpora la situación de la oferta al análisis, además de la dinámica de la demanda, variable que se han limitado a considerar otros trabajos. Existen algunos estudios (Baffes y Dennis, 2013; Banco Mundial, 2016) que incluyen la relación stock/uso de los respectivos commodities analizados, pero junto con otras variables que ya quedan capturadas indirectamente por aquella, generando una suerte de duplicación de las mismas. A su vez, estos mismos trabajos consideran la relación stock/uso observada anualmente y, por tanto, realizan las estimaciones en dicha frecuencia. En cambio, en el presente trabajo la estimación se efectúa en frecuencia mensual, gracias a la inclusión del pronóstico del ratio stock/uso que realiza todos los meses la USDA.

Se espera que la incorporación del ratio stock/uso de soja aporte una mejor capacidad predictiva al modelo en comparación con otras variables exclusivamente de demanda. Esto se verifica estimando tres modelos alternativos para el precio de la soja, que utilizan un índice de actividad económica de los principales países importadores, la actividad económica de China, y las exportaciones de EE.UU., respectivamente, en lugar de la citada variable.

Por otro lado, también se analiza la posible influencia del capital financiero ajeno a la producción o al comercio de soja, usualmente rotulado como inversión especulativa, sobre el precio de la oleaginosa. Análisis que se realiza partiendo de la hipótesis de que la actividad especulativa en los mercados de derivados financieros (como los mercados de futuros y opciones) podría incidir en las fluctuaciones de corto plazo del precio de la soja, pero no en su valor de equilibrio de largo plazo, definido por determinantes a nivel macroeconómico y sectorial.

Adicionalmente, se extiende el análisis hacia la estimación del precio fundamental del maíz y del petróleo. Junto con los determinantes específicos para cada mercado, resulta interesante indagar en la importancia del valor real del dólar y de la tasa de interés real como variables macroeconómicas que podrían contribuir a explicar la elevada correlación que registran diversas clases de commodities.

El trabajo se organiza del siguiente modo. En el capítulo 2 se repasan antecedentes de la literatura acerca de la estimación del precio de los commodities a partir de variables fundamentales.

En el capítulo 3 se analiza la evolución histórica del precio internacional de la soja; en particular se examina el ciclo alcista más reciente (2007-2014) y su relevancia en términos históricos.

El capítulo 4 aborda el estudio de los determinantes del precio fundamental de la oleaginosa, a partir de una revisión de la literatura teórica y de la evidencia empírica.

En el siguiente capítulo se analizan algunas cuestiones referidas a la dinámica de los precios relativos de los productos que conforman el complejo soja.

En el capítulo 6 se realiza la estimación econométrica del precio fundamental de la soja, a partir de datos mensuales, utilizando el estimador OLS dinámico (DOLS) desarrollado por Stock y Watson (1993), y se comentan los resultados obtenidos. Luego se evalúan algunas implicancias de política económica para la Argentina.

En el capítulo 7 se analiza la incidencia del capital financiero ajeno a la producción o al comercio de soja (“especulativo”) sobre el precio de la soja. Como medida del accionar de los inversores especulativos se recurre a la posición neta comprada de los fondos no comerciales, esto es, las posiciones compradas (“largas”) menos las vendidas (“cortas”).

El capítulo 8 contempla las estimaciones econométricas alternativas del precio de la soja, reemplazando el ratio stock/uso por variables que reflejan únicamente la dinámica de la demanda, con el objetivo de verificar la conveniencia de emplear la especificación original.

Los precios fundamentales del maíz y del petróleo se estiman en el capítulo 9, utilizando la misma metodología econométrica propuesta para el precio de la soja.

Finalmente, se repasan las principales conclusiones obtenidas.

2. Antecedentes

A continuación, se repasan antecedentes en la literatura acerca de la estimación del precio de los commodities a partir de variables fundamentales. Otras cuestiones teóricas y empíricas más específicas se discuten a lo largo de este trabajo.

Bastourre et al. (2010) realizan una estimación del precio “fundamental” o de equilibrio de largo plazo de un conjunto de commodities, tomando un promedio simple entre los índices de alimentos y de metales que reporta el FMI, deflactado por el IPC de EE.UU. para medir la serie en términos reales. Esto como parte de un estudio más extenso, que incluye el análisis de un patrón de ajuste no lineal al equilibrio generado por la financiarización, dinámica que resulta influida por la magnitud del “desalineamiento” del precio de mercado con respecto al valor fundamental. El trabajo sostiene la hipótesis de que la actividad especulativa incide en la dinámica de corto plazo de los precios, pero no en su equilibrio de largo plazo, donde quedarían determinados por un conjunto de variables fundamentales.

Dentro de las variables explicativas o “determinantes profundos” del precio de los commodities seleccionan el valor real de dólar, utilizando para ello el tipo de cambio real multilateral (TCRM) de EE.UU.; una tasa de interés real, empleando el rendimiento real de los bonos del Tesoro estadounidense; el índice Dow Jones en términos reales (deflactado por el IPC de EE.UU.), con el objetivo de controlar por el retorno de activos alternativos; para dar cuenta de la demanda mundial de commodities, consideran un índice de producción industrial, que además de la actividad industrial de los países “desarrollados”, incluye la referida a Corea, India, Malasia y China. Para la estimación econométrica recurren al Estimador OLS dinámico (DOLS), que incorpora adelantos y rezagos de las diferencias de los determinantes en la ecuación de largo plazo, lo cual, entre otras cuestiones, resuelve los problemas de potencial simultaneidad entre los determinantes y el sesgo por muestras pequeñas. La estimación se efectúa en niveles de las variables, con datos mensuales desde enero de 1973 hasta mayo de 2008. Como resultado, encuentran que todas las variables son estadísticamente significativas y sus signos acordes a la predicción de la teoría; el modelo tiene un R^2 de 0,90. El precio de los commodities muestra una elevada elasticidad a la producción industrial (4,13); una caída (depreciación) del 1% en el TCR genera un aumento del 0,6% en el precio; la elasticidad con relación a la tasa de interés real es de -1,54, y respecto del índice Dow Jones es de -0,11; la tendencia temporal exhibe un signo negativo (-0,01), en consonancia con la hipótesis de Prebisch-Singer (tendencia secular al deterioro de los términos del intercambio). De esta forma, los autores corroboran empíricamente que el precio de equilibrio de largo plazo de los commodities dependería de un conjunto de variables fundamentales.

Reinhart y Borensztein (1994) especifican un modelo OLS para explicar la determinación del precio real de los commodities, utilizando un índice de precios de materias primas no energéticas del FMI, deflactado por el IPC de EE.UU. La estimación se realiza en frecuencia

trimestral para el período que abarca del primer trimestre de 1971 al tercero de 1992. Como variables explicativas, incorporan el TCR de EE.UU.; un índice de producción industrial, que además de considerar a los principales países industrializados de occidente, amplía el espectro hacia otros de Europa del este y la ex URSS, tomando los pesos correspondientes en el mercado importador de commodities; y las importaciones de commodities por parte de los principales países industriales, como alternativa a las ventas externas de los principales exportadores, para capturar el efecto de la oferta mundial. Adicionalmente, utilizan rezagos de los determinantes como instrumentos de estas variables, con el objetivo de corregir posibles sesgos por simultaneidad. Las variables se incluyen en diferencias para eludir la cuestión de la no estacionariedad de las mismas. Todas las variables resultan significativas y exhiben los signos esperados por la teoría; el ajuste del modelo muestra un R^2 de 0,75. Entre los resultados, la elasticidad del precio respecto de la producción industrial es de 1,74 y la correspondiente a las importaciones de los países industriales (proxy de la oferta) de -0,85. En tanto, una suba (depreciación) del 1% en el TCR colabora con un descenso de 0,65% en el precio.

Para explicar el precio real de los commodities, Dornbusch (1985) estima un modelo OLS con rezagos distribuidos, utilizando un índice de precios no energéticos (calculado por “The Economist”) ajustado por el deflactor del PIB de EE.UU. La estimación se lleva a cabo en base a datos trimestrales, desde el primer trimestre de 1970 hasta el segundo de 1985, con el modelo especificado en diferencias. Entre los determinantes, el autor selecciona el índice de producción industrial de los países de la OECD; el TCR de EE.UU.; y una tasa de interés real, considerando el rendimiento real a medio término de los bonos del Tesoro estadounidense (deflactado por el índice de precios de exportación de los principales países industriales). Como resultado, todas las variables son significativas y exhiben los signos esperados; el R^2 es de 0,56. El precio de los commodities (no energéticos) tiene una elasticidad de 2,27 respecto de la producción industrial y de -0,24% con relación a la tasa de interés real. Por su parte, el TCR arroja una elasticidad de -1,55, inferior al intervalo entre 0 y -1 que predice el modelo teórico desarrollado por el propio autor.

Frankel y Rose (2010) realizan una estimación del precio real de once commodities en forma individual, tomando metales y granos (entre los que incluyen la soja y el maíz), en función de determinantes macroeconómicos y microeconómicos. Estiman los modelos OLS en frecuencia anual para el período 1960-2008, tanto en niveles como en diferencias. En todos los casos, las variables explicativas son el PIB mundial, obtenido del Banco Mundial; una medida de volatilidad del precio; el spread entre los precios *spot* y futuros; los inventarios mundiales o, en

su defecto, de EE.UU.; y la tasa de interés real, considerando el rendimiento de los bonos del Tesoro de EE.UU. a tres meses deflactado por el IPC de ese país. En el caso particular del modelo para la soja en niveles, el precio posee una elasticidad de 1,94 con relación al PIB mundial y de 2,68 respecto de la volatilidad, siendo las dos variables estadísticamente relevantes, a diferencia de los restantes determinantes. Alternativamente, los autores efectúan las estimaciones mediante un análisis de datos de panel.

Baffes y Haniotis (2016) especifican modelos OLS para los precios de seis granos, entre los que se cuentan la soja y el maíz, con datos anuales que abarcan el período 1960-2014. Para expresarlos en términos reales, deflactan los precios por el valor unitario de exportación de productos manufacturados (MUV, por sus siglas en inglés)¹. Los determinantes incluidos en la ecuación son el ingreso real, aproximado por el PIB de los países de ingresos medios (entre ellos, China e India); una tasa de interés real (rendimiento real de los bonos del Tesoro de EE.UU. a 3 años, ajustado por el IPC de ese país); el TCR de EE.UU.; el precio real del petróleo crudo; y el ratio stock/uso del commodity correspondiente rezagado un período. En lo que respecta a la soja, todas las variables explicativas poseen los signos esperados y son significativas al 95% o al 99%, excepto el TCR (que tampoco lo es al 90%); en cuanto al ajuste del modelo, el R² es de 0,50. La elasticidad del precio al ingreso real es de -0,44 y la referida al ratio stock/uso de -0,21; la tasa de interés tiene un efecto muy discreto en el precio (con una elasticidad de 0,06), mientras que un incremento del 1% en el precio del petróleo genera una suba de 0,13% en el de la soja. Además de no ser estadísticamente significativa, la incidencia del TCR sobre el precio de la soja es relativamente baja (elasticidad de -0,21) en comparación con los otros modelos. También realiza un análisis de datos de panel.

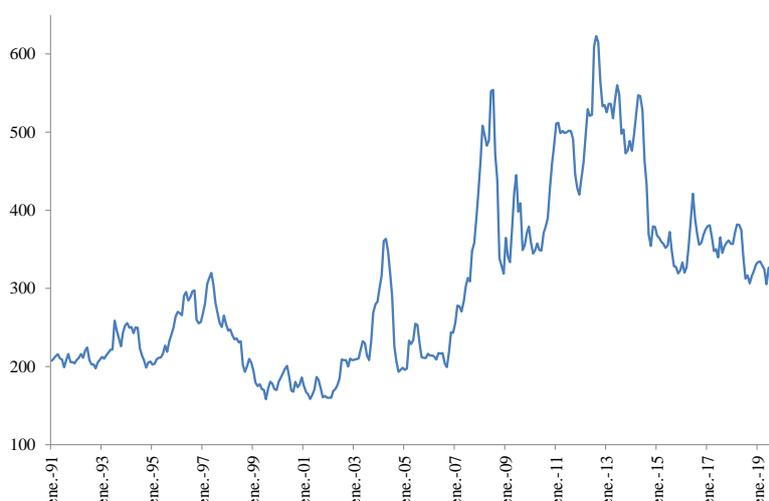
3. Evolución del precio de la soja

La soja es un commodity² cuyo mercado de referencia más importante a nivel mundial es el mercado de futuros de Chicago (CBOT, por sus siglas en inglés).

¹ Manufacturing unit value index.

² De acuerdo a la UNCTAD (2018), no existe una definición única y universal de commodity primario. Para este organismo, se definen como productos donde toda o la mayor parte del valor agregado durante el proceso productivo es generado en el sector primario de la economía, con muy poco procesamiento o refinación. Dentro de estos productos ubica a la soja y sus derivados (a granel). Otro atributo propio de los commodities es que se trata de bienes no diferenciados, en los que no es posible establecer distinciones visibles a partir de su origen o de alguna característica específica del producto (Schaper, 2007).

Gráfico 1. Precio de la soja en CBOT
USD/tn, período enero 1991-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg.

El precio de la soja en CBOT³, medido en dólares corrientes, observó una notable tendencia creciente durante el período 2007-2013. Esta dinámica se verificó luego de una década de virtual estancamiento, con excepción de la suba registrada en los años 1996-1997, que alcanzó su punto álgido en mayo de 1997, al cotizar a USD 320 por tonelada. Previamente, el precio ya había mostrado un aumento muy significativo en 2004, que fue recortado por completo al año siguiente.

La marcada trayectoria alcista que exhibió la oleaginosa no estuvo exenta de una elevada volatilidad, con especial ímpetu durante los años 2008-2009, cuando la eclosión de la crisis económica mundial dinamitó -transitoriamente- la fenomenal escalada que habían experimentado los precios de los commodities en los meses previos.

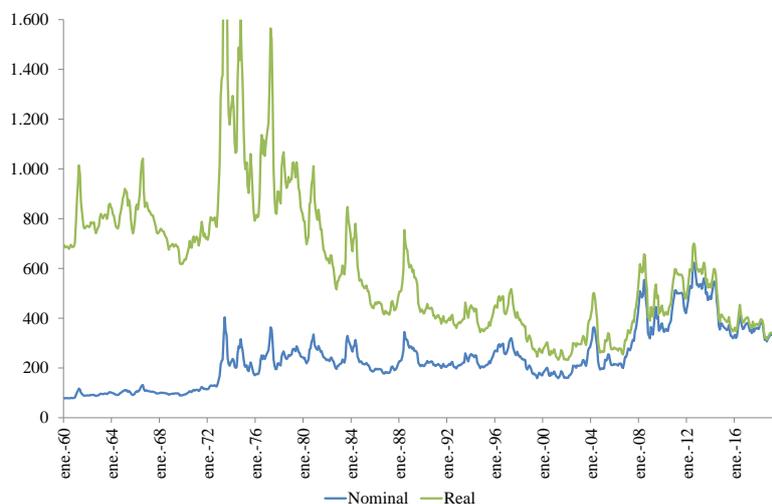
Si se extiende hacia atrás el horizonte de análisis, considerando el precio de la soja en términos reales -esto es, descontando el efecto de la inflación⁴-, las conclusiones cambian drásticamente. Si bien menos espectaculares, las subas continúan siendo muy significativas en comparación con la alicaída década del noventa. Pero los máximos alcanzados distan de serlo cuando se extiende hacia atrás el plazo de análisis, quedando éstos muy por debajo de los picos logrados

³ Se utiliza la serie de precios que toma la posición más cercana del mercado de futuros de Chicago (CBOT) en cada momento, siendo la que mejor se asemeja al concepto de precio *spot*.

⁴ Se utiliza el índice de precios al consumidor (IPC) de EE.UU. como deflactor.

en décadas anteriores. Esta trayectoria de más largo plazo exhibe una tendencia bajista, o valores estancados si se considera la serie a partir de 1991⁵.

Gráfico 2. Precio de la soja nominal (USD/tn) y real (USD dic 2019/tn) en CBOT
Período enero 1960-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y Reserva Federal de St. Louis.

4. Determinantes del precio fundamental de la soja

En líneas generales, han existido dos hipótesis para explicar la marcada suba del precio de los commodities observada en la segunda mitad de la década del 2000 y principios de la actual (Davies, 2011; Fawley y Juvenal, 2011). Trayectoria alcista que no estuvo exenta de una elevada volatilidad, caracterizada también por un elevado comovimiento entre distintas clases de commodities, como granos, energía y metales.

La primera hipótesis parte de la situación de un conjunto de variables fundamentales para explicar la evolución del precio de las commodities, mientras que la segunda explicación otorga a la especulación un rol central en las fluctuaciones de los precios.

Como bien señalan Bastourre et al. (2010), podría suponerse que ambas hipótesis se superponen y vinculan entre sí, y que una explicación completa debería integrar ambos aspectos de un modo coherente. En ese sentido, los autores sostienen que la llamada "financiarización" de los

⁵ Estas conclusiones son similares a las obtenidas por Bastourre et al. (2010) para el precio de un conjunto de commodities, medidos a través de los índices de precios de alimentos y de metales que reporta el FMI. "Contraria a la creencia común de que los precios de los commodities alcanzaron recientemente niveles históricamente altos, la perspectiva de largo plazo revela valores estancados o incluso declinantes si se incorpora al análisis la inflación internacional" (p. 17-18).

commodities incide en las fluctuaciones de corto plazo de las commodities, pero no en el equilibrio de largo plazo.

Por consiguiente, teniendo en cuenta que ambos aspectos no necesariamente se excluyen, sino que de hecho pueden articularse de un modo coherente, este trabajo se centra en la primera cuestión, con el objetivo de estimar el precio de equilibrio de largo plazo de la soja, a partir de un conjunto de variables fundamentales. Adicionalmente, se analizan algunos aspectos relativos a la posible influencia de la actividad especulativa.

Entre los fundamentos más mencionados en la bibliografía a la hora de explicar la variabilidad en el precio de los commodities pueden encontrarse la situación de la oferta y la demanda mundial, la cotización real del dólar y el nivel de las tasas de interés.

4.1. Oferta y demanda mundial

Antes de analizar la relación stock/uso de soja, que es la variable explicativa considerada para captar la incidencia de la oferta y la demanda mundial en su precio, conviene analizar la evolución reciente del mercado global de la oleaginosa y los principales países involucrados.

4.1.1. Composición de las importaciones

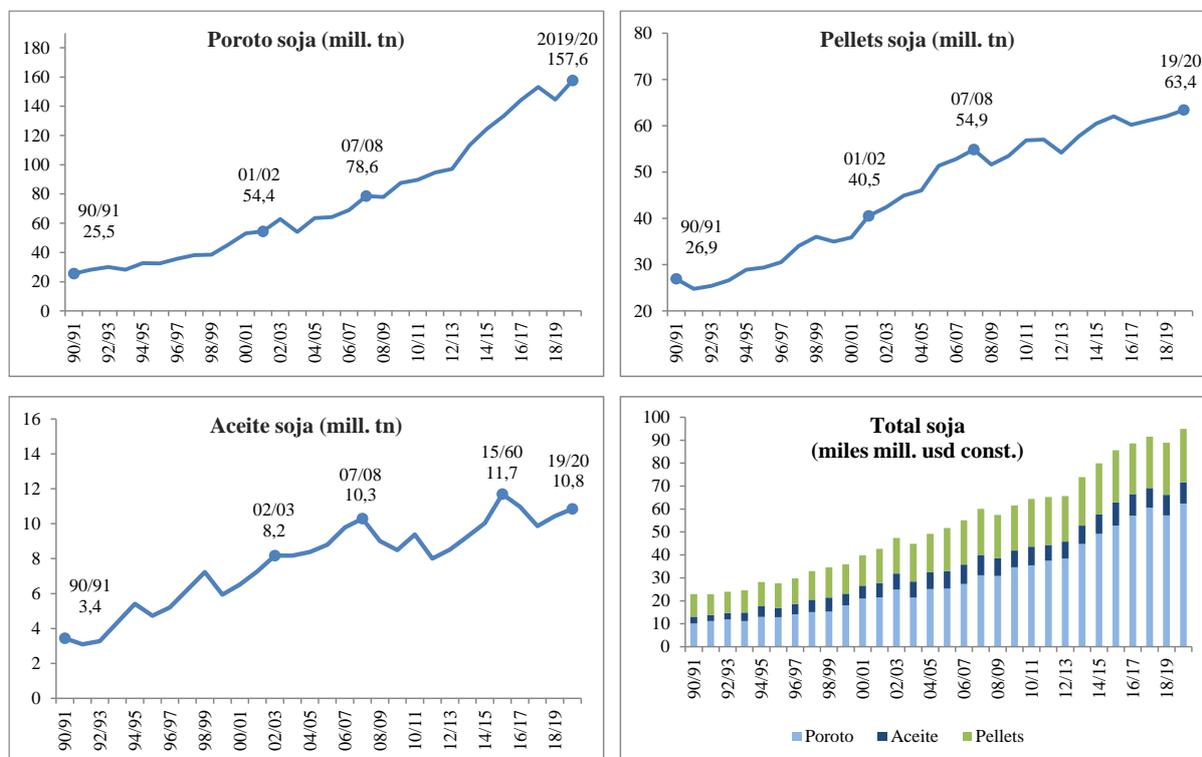
Durante el período analizado (1991-2019) las importaciones de soja a nivel mundial han sido predominantemente bajo la forma de poroto sin procesar. Considerando los precios promedio del período 1991-2019 como ponderadores⁶, la participación de las importaciones de poroto de soja en el total del complejo oscilaba en torno al 50% hasta el año comercial 2007/08⁷; a partir de entonces, comenzó a incrementarse en forma progresiva hasta rondar el 65% del total en las últimas cuatro campañas. Como se analiza en breve, esto estuvo directamente ligado al

⁶ El cálculo abarca al poroto de soja, el aceite y los pellets; no así al biodiesel, que de todos modos tiene un peso muy pequeño en las importaciones totales. Los productos del complejo se ponderaron por los respectivos precios reales (deflactados por el IPC de EE.UU.) promedio en CBOT del período 1991-2019. En lugar de valorizar los productos a los precios corrientes, estos se mantienen fijos con el objetivo de poder discriminar la evolución de las cantidades. Otra opción, que es la de darle el mismo tratamiento a cada tonelada, ya sea de poroto, aceite o pellets (en el caso de los derivados recuperando el residuo de la molienda) puede ser ilustrativa a otros fines, pero a la hora de evaluar la importancia relativa del consumo de cada producto implicaría “sumar peras con manzanas”.

⁷ Como explica la USDA, el año comercial hace referencia al período de doce meses que sigue al momento de mayor cosecha, cuando la producción del país es comercializada (por ej. consumida, exportada o almacenada). Por ejemplo, el año comercial considerado por la USDA para la soja en EE.UU. abarca de septiembre del primer año de la campaña hasta agosto del segundo. Así, el año comercial de la campaña 2018/19 se extiende de septiembre de 2018 hasta agosto de 2019; la misma regla es válida para los demás años comerciales. Los datos a nivel mundial surgen de la agregación de los años comerciales de los respectivos países, excepto Argentina y Brasil, que son ajustados al período octubre-septiembre. Por consiguiente, el año comercial a nivel mundial no abarca un período uniforme de tiempo.

sostenido aumento de las importaciones de poroto de soja por parte de China, a la vez que el país asiático reducía significativamente sus compras de aceite.

Gráfico 3. Importaciones mundiales de soja por producto
Período 1990/91-2019/20



Nota: Las importaciones totales de soja a nivel mundial se obtienen valorizando el poroto y los derivados (aceite y pellets) por los respectivos precios promedio del período 1991-2019 en CBOT, previamente deflactados por el IPC de EE.UU.

Fuente: Elaboración propia en base a USDA y Bloomberg.

De esta forma, fueron las importaciones de poroto de soja las que exhibieron el mayor dinamismo. Comparando 1990/91 con 2019/20, se obtiene que las compras de poroto aumentaron más de cinco veces (de 25,5 M tn hasta 157,6), las de aceite de soja lo hicieron un 215%, y las de pellets un 135%. El desempeño más moderado de los pellets está ligado al hecho de que, a diferencia del poroto, China no importa dicho producto, sino que abastece su demanda íntegramente con la molienda local procesando el grano comprado.

4.1.2. Principales países importadores de soja

Uno de los factores habitualmente mencionados a la hora de explicar el auge del precio de las commodities acontecido en los últimos años (en particular, de la soja) ha sido la del vertiginoso incremento de la demanda asiática, centralmente de China, a la par del rápido crecimiento económico que experimentó este país (Krugman, 2008; Wolf 2008).

Hasta el período 1995/96 las importaciones de poroto soja por parte de China eran mínimas; nunca habían superado el millón de toneladas. El actual bloque de la Unión Europea (U.E.)⁸ dominaba ampliamente el mercado importador, con un porcentaje del 45%-50%; mucho más lejos se encontraban Japón, Taiwán y México, entre los principales compradores. La irrupción de China como un actor relevante en 1996/97 fue alterando rápidamente ese *statu quo*, hasta alcanzar un rol prominente ya entrada la siguiente década. Así fue que en 2016/17 llegó a cubrir el 65% de las compras mundiales de poroto de soja (61% en 2019/20).

Los importadores tradicionales mantuvieron sus compras estancadas (o incluso en descenso) durante el período analizado, quizás con la excepción de México, que aceleró sus compras más recientemente. En este contexto, fue la explosión de la demanda China, junto con la aparición de nuevos mercados de importación que también aportaron su parte, el motor del crecimiento en la demanda mundial. Entre los citados mercados se destacan Egipto y países del Sudeste Asiático (Tailandia, Indonesia y más tardíamente Vietnam). Pakistán, Irán y Bangladesh, países históricamente demandantes de aceite de soja, también se han volcado más recientemente a la compra del poroto.

En el caso del aceite de soja, la demanda ha estado bastante más repartida. Al tope del ranking generalmente se alternaron China e Irán durante la década del 90, y entrado el nuevo milenio, el gigante asiático y la India, país que en las últimas campañas concentró el mayor volumen de compras. Por detrás de ellos, en las últimas dos décadas se destacaron también la U.E. y países asiáticos como Bangladesh y Algeria, que mantienen un peso significativo en la actualidad.

Por último, las importaciones de pellets de soja estuvieron dominadas durante todo el período por países de la U.E., que en conjunto concentraron alrededor de la mitad de las compras globales durante la década del 90 y principios del 2000. Posteriormente, el mayor incremento relativo de las importaciones de países asiáticos (como Vietnam e Indonesia) redujeron el peso de la U.E. a cerca de un 30% de las compras totales.

En la tabla 1 se condensa la evolución de las importaciones totales del complejo soja de los principales países demandantes. Para ello se valorizan las cantidades del poroto y los derivados por los respectivos precios promedio del período 1991-2019, previamente deflactados por el IPC de EE.UU.

⁸ Aún no constituida con los 28 países que la integran a la fecha.

Tabla 1. Principales países y bloques importadores de soja
Miles de millones de USD (dic. 2019)

	1			2			3			4		
	Región	Impo	%	Región	Impo	%	Región	Impo	%	Región	Impo	%
1990/91	U.E.	12,08	52,7%	Japón	2,04	8,9%	Taiwán	0,91	4,0%	Rusia	0,77	3,3%
1991/92	U.E.	10,58	46,2%	Japón	2,18	9,5%	México	1,08	4,7%	Taiwán	1,03	4,5%
1992/93	U.E.	11,51	47,9%	Japón	2,25	9,4%	Taiwán	1,06	4,4%	México	1,05	4,4%
1993/94	U.E.	11,18	45,4%	Japón	2,24	9,1%	México	1,06	4,3%	Taiwán	1,04	4,2%
1994/95	U.E.	12,76	45,2%	Japón	2,24	7,9%	China	1,55	5,5%	Taiwán	1,06	3,8%
1995/96	U.E.	11,50	41,6%	Japón	2,17	7,8%	China	1,99	7,2%	México	1,13	4,1%
1996/97	U.E.	10,95	36,8%	China	3,62	12,2%	Japón	2,28	7,7%	México	1,24	4,2%
1997/98	U.E.	12,05	36,6%	China	4,12	12,5%	Japón	2,24	6,8%	México	1,55	4,7%
1998/99	U.E.	13,03	37,6%	China	3,03	8,7%	Japón	2,26	6,5%	México	1,64	4,7%
1999/00	U.E.	12,25	34,1%	China	4,82	13,4%	Japón	2,22	6,2%	México	1,78	5,0%
2000/01	U.E.	13,52	34,0%	China	5,58	14,0%	Japón	2,11	5,3%	México	1,92	4,8%
2001/02	U.E.	14,81	34,8%	China	4,59	10,8%	Japón	2,38	5,6%	México	2,09	4,9%
2002/03	U.E.	14,31	30,2%	China	9,95	21,0%	Japón	2,42	5,1%	México	2,09	4,4%
2003/04	U.E.	13,99	31,2%	China	9,06	20,2%	Japón	2,31	5,2%	México	1,87	4,2%
2004/05	U.E.	13,99	28,4%	China	11,72	23,8%	Japón	2,29	4,6%	México	2,03	4,1%
2005/06	U.E.	14,56	28,1%	China	12,82	24,8%	Japón	2,21	4,3%	México	2,19	4,2%
2006/07	U.E.	15,03	27,3%	China	13,45	24,4%	Japón	2,30	4,2%	México	2,29	4,2%
2007/08	China	17,39	28,9%	U.E.	15,89	26,5%	Japón	2,26	3,8%	México	2,15	3,6%
2008/09	China	18,49	32,2%	U.E.	13,65	23,8%	Japón	2,04	3,6%	México	2,01	3,5%
2009/10	China	21,25	34,5%	U.E.	13,13	21,3%	Japón	2,14	3,5%	México	2,00	3,3%
2010/11	China	21,95	34,1%	U.E.	13,72	21,3%	México	2,24	3,5%	Japón	1,98	3,1%
2011/12	China	24,77	38,0%	U.E.	12,75	19,5%	México	2,12	3,2%	Indonesia	1,98	3,0%
2012/13	China	24,91	37,9%	U.E.	11,44	17,4%	Indonesia	1,80	2,7%	México	1,99	3,0%
2013/14	China	29,01	39,3%	U.E.	12,18	16,5%	Indonesia	1,88	2,5%	México	2,21	3,0%
2014/15	China	31,69	39,6%	U.E.	12,91	16,1%	India	2,43	3,0%	México	2,39	3,0%
2015/16	China	33,44	39,1%	U.E.	13,29	15,5%	India	3,72	4,3%	México	2,74	3,2%
2016/17	China	37,63	42,5%	U.E.	12,44	14,0%	India	3,08	3,5%	Indonesia	1,85	2,1%
2017/18	China	37,65	41,1%	U.E.	12,73	13,9%	México	2,76	3,0%	Indonesia	1,93	2,1%
2018/19	China	33,34	37,4%	U.E.	13,15	14,8%	México	3,13	3,5%	India	2,68	3,0%
2019/20	China	39,57	40,7%	U.E.	13,26	13,6%	México	3,22	3,3%	India	3,08	3,2%

Nota: Se valorizan las toneladas de poroto de soja, aceite y pellets por los respectivos precios promedio del período 1991-2019 en CBOT, previamente deflactados por el IPC de EE.UU. El cálculo no incluye al biodiesel.

Fuente: Elaboración propia en base a USDA y Bloomberg.

4.1.3. La explosión de la demanda china

Si bien otros países -principalmente asiáticos- han tenido su cuota en el incremento de la demanda de productos del complejo soja (poroto, aceite o pellets), el rol jugado por China ha sido decisivo. El país asiático efectuó un gran salto como importador de soja en el año comercial 2002/03, cuando las compras del poroto se duplicaron a 21,4 M tn, volumen que sumado al aceite importado (aumentó de 0,5 a 1,7 M tn) representó el 21% de las compras mundiales del complejo oleaginoso⁹. En adelante, estas seguirían un crecimiento vertiginoso, ganando participación en las importaciones totales a nivel mundial en forma progresiva, hasta llegar a un pico de 96,0 M tn de poroto de soja en el período 2019/20, que junto a un volumen relativamente pequeño de aceite (0,8 M tn)¹⁰ explicó el 41% de las compras mundiales del complejo¹¹. La importancia que ha tenido China en el mercado de la oleaginosa resulta aún más

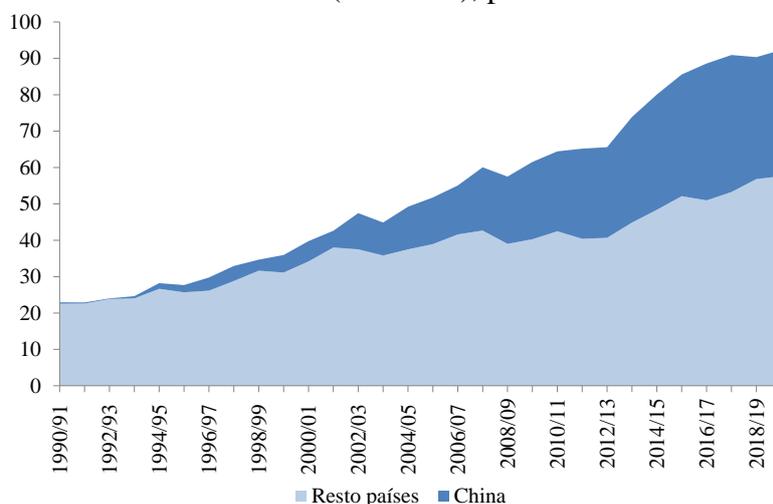
⁹ Ver nota al pie n° 6.

¹⁰ El mayor volumen de importaciones de aceite (2,7 M tn) lo registró en 2003/04.

¹¹ La máxima participación en las importaciones del complejo se registró en 2016/17 (42%).

evidente si se considera que el país asiático explicó el 61% del aumento en las importaciones totales del complejo desde el período 2001/02 hasta la actualidad (ver gráfico 4).

Gráfico 4. Importaciones de soja y derivados
Miles de millones de USD (dic. 2019), período 1990/91-2019/20



Nota: Se valorizan las toneladas de poroto, aceite y pellets de soja por los respectivos precios promedio del período 1990-2019 en CBOT, previamente deflactados por el IPC de EE.UU. El cálculo no incluye biodiesel.

Fuente: Elaboración propia en base a USDA.

Analizando al interior del complejo sojero, casi la totalidad de las importaciones chinas a lo largo del período han consistido en poroto de soja (98% en 2019/20), a lo cual se ha sumado un volumen de aceite muy pequeño en proporción al total, mientras que las compras de pellets han sido virtualmente nulas¹². Por lo tanto, China ha explicado un porcentaje sustancialmente mayor de la demanda mundial en lo que respecta al poroto de soja (61% en 2019/20).

Desde el salto importador de 2002/03, China ha privilegiado las compras del grano sin procesar, desarrollando a la par una enorme capacidad de molienda interna, que le ha permitido extraer localmente el grueso del aceite para consumo interno (alrededor del 96% en los últimos cinco años)¹³ y la totalidad de los pellets para alimentación animal. Según la USDA, la capacidad total de molienda ascendía a unas 140 M tn en 2019/20, siendo la mayor del mundo; con 88,5 M efectivamente procesadas durante ese período, aún cuenta con un amplio margen para seguir expandiendo las importaciones de poroto y el procesamiento local.

¹² Únicamente entre los años 1995/96 y 1998/99 se registraron volúmenes importados relevantes, con un pico de 4,2 M tn en 1997/98 (11% del total mundial en ese momento).

¹³ Luego de un máximo en 2003/04 (2,7 M de tn importadas de aceite que cubrían el 38% del consumo doméstico), China fue disminuyendo tendencialmente las compras de aceite, tanto desde la Argentina como a nivel mundial, a la vez que seguía incrementando vertiginosamente las adquisiciones de poroto.

Tabla 2. Oferta y uso de soja en China
Millones de toneladas

	Producción	Importaciones		Uso interno poroto		Consumo interno derivados		% Mundial (total complejo)	
		Poroto	Aceite	Molienda	Total	Aceite	Pellets	Impo	Uso interno total
1990/91	11,0	0,0	0,5	3,9	9,7	1,1	1,0	1,7%	7,8%
1991/92	9,7	0,1	0,2	3,4	8,8	0,7	1,5	1,3%	6,9%
1992/93	10,3	0,2	0,1	4,5	10,2	0,8	3,3	0,7%	8,1%
1993/94	15,3	0,1	0,6	7,6	14,3	1,8	5,1	2,4%	11,4%
1994/95	16,0	0,2	1,7	8,6	15,8	2,5	5,7	5,5%	12,3%
1995/96	13,5	0,8	1,4	7,5	14,1	2,6	7,1	7,2%	13,0%
1996/97	13,2	2,3	1,7	7,5	14,3	2,9	9,4	12,2%	14,6%
1997/98	14,7	2,9	1,7	8,5	15,5	3,0	10,9	12,5%	14,6%
1998/99	15,2	3,9	1,0	12,6	19,9	3,2	11,7	8,7%	14,3%
1999/00	14,3	10,1	0,7	15,1	22,9	3,0	12,6	13,4%	14,7%
2000/01	15,4	13,2	0,4	18,9	26,7	3,5	15,0	14,0%	15,6%
2001/02	15,4	10,4	0,6	20,3	28,3	4,1	15,2	10,8%	15,5%
2002/03	16,5	21,4	1,7	26,5	35,3	6,4	20,2	21,0%	19,5%
2003/04	15,4	16,9	2,7	25,4	34,4	7,2	19,5	20,2%	20,3%
2004/05	17,4	25,8	1,7	30,4	40,2	7,2	23,4	23,8%	21,1%
2005/06	16,4	28,3	1,5	34,5	44,4	7,6	27,8	24,8%	22,1%
2006/07	15,1	28,7	2,4	36,0	46,1	8,7	27,6	24,4%	22,3%
2007/08	12,8	37,8	2,7	39,5	49,6	9,7	30,8	28,9%	23,6%
2008/09	15,7	41,1	2,5	41,1	51,5	9,5	31,7	32,2%	24,3%
2009/10	15,2	50,3	1,5	49,0	59,7	10,1	37,7	34,5%	25,8%
2010/11	15,4	52,3	1,3	55,0	66,0	11,4	43,4	34,1%	27,5%
2011/12	14,9	59,2	1,5	61,0	72,3	12,1	47,5	38,0%	28,4%
2012/13	13,4	59,9	1,4	65,0	76,7	12,6	50,1	37,9%	29,3%
2013/14	12,4	70,4	1,4	68,9	81,0	13,7	52,6	39,3%	29,6%
2014/15	12,7	78,4	0,8	74,5	87,8	14,2	57,5	39,6%	29,6%
2015/16	12,4	83,2	0,6	81,5	95,9	15,4	62,7	39,1%	30,1%
2016/17	13,6	93,5	0,7	88,0	103,5	16,4	68,6	42,5%	31,5%
2017/18	15,3	94,1	0,5	90,0	106,3	16,5	70,1	41,1%	31,3%
2018/19	16,0	82,5	0,8	85,0	102,0	15,9	66,4	37,4%	29,9%
2019/20	18,1	96,0	0,8	88,5	106,2	16,6	69,1	40,7%	30,6%

Nota: Para obtener las importaciones y el uso interno del complejo soja (poroto y derivados) en China como porcentaje de estas mismas variables a nivel mundial, se valorizan las toneladas de esos productos por los respectivos precios promedio del período 1991-2019 en CBOT. El cálculo no incluye al biodiesel. Fuente: Elaboración propia en base a USDA.

Un dato importante a resaltar es que a la par del explosivo aumento en el consumo de soja verificado desde principios de la década del 2000, la producción de la oleaginosa en ese país ha permanecido virtualmente estancada, oscilando en torno a las 15 millones de tn, volumen apenas superior al promedio registrado en la década del 90. Distinto ha sido el caso de la producción de maíz, que luego de haber permanecido relativamente invariante durante la década del 90, oscilando en torno a un promedio de 110 M tn, registró un aumento sostenido desde 2001/02 hasta alcanzar un máximo de 265 M tn en 2015/16 (261 M tn durante la última cosecha), gracias tanto al incremento de la superficie como a mejoras en el rinde. Esto ha sido parte de una decisión estratégica del Estado chino de promover la importación de soja para la alimentación de ganado y la elaboración de aceite, priorizando la autosuficiencia en la provisión de cereales (Gale et al., 2015).

De esta forma, China no sólo incrementó vertiginosamente el consumo de soja, pasando a convertirse rápidamente en el principal consumidor del planeta, sino que esa demanda se volcó íntegramente al mercado mundial, induciendo así un proceso sojizador en economías agroexportadoras como Brasil y Argentina, que pasaron a experimentar una complementación subordinada con el desarrollo económico chino. En 2019/20, el país asiático cubrió el 85% de su uso interno de soja con importaciones¹⁴, explicando el 41% de las compras mundiales y el 31% del uso mundial del complejo (consumo de aceite, pellets para alimentación de ganado y otros usos).

Comandadas por la demanda China, las importaciones mundiales han experimentado un crecimiento sostenido a lo largo de toda la serie, lo cual no podría explicar por sí sólo la elevada volatilidad que exhibió el precio de la soja en determinados períodos. Como se analiza más adelante, esto requiere incorporar la dinámica de la oferta al análisis del precio de la soja, así como otras variables fundamentales (valor real del dólar, tasa de interés real) que también poseen una incidencia relevante en su cotización.

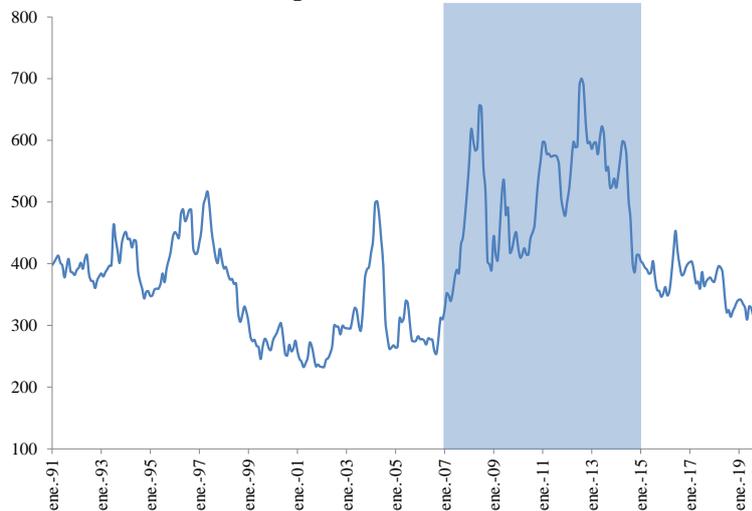
Cabe destacar que algunos estudios (Jenkins, 2011; Roache, 2012) encuentran que el impacto de China sobre el precio de la soja y de otras materias primas alimenticias ha sido bastante limitado en comparación con el ejercido sobre los metales (hierro, cobre, aluminio) y el petróleo. Posiblemente, esto guarde relación con el hecho de que los productos agrícolas poseen un período de gestación más corto y, por ende, una oferta más elástica en el corto plazo en comparación con el petróleo y los productos minerales (Jenkins, 2011). De esta forma, la oferta de cultivos anuales como la soja puede responder relativamente más rápido a la suba de precios, en tanto es posible incrementar el área sembrada de un cultivo mediante la rotación, intensificando la producción y expandiendo la frontera agrícola (Wright, 2010); en este último caso, mediante el desplazamiento de la ganadería o avanzando sobre estepas, bosques u otros ecosistemas. Así aconteció por ejemplo en Argentina y Brasil, países que han duplicado el área sembrada con soja desde 1996/97¹⁵ a través de los tres caminos comentados previamente, con lo cual el crecimiento de la demanda de China pudo ser absorbido en gran medida por la fuerte expansión de la producción en dichos países. En este marco, fue recién a partir de 2007, dada

¹⁴ Para efectuar el cálculo, se toman las importaciones de poroto y aceite de soja, y el uso interno de poroto (molienda y otros usos), incluyendo la acumulación de stocks, al que también se suman las importaciones de aceite (dado que es el remanente de consumo de aceite no abastecido por la producción interna); en cuanto a los pellets, cuyas importaciones son virtualmente nulas, se procede del mismo modo que con el aceite. Estos productos se valorizan a los respectivos precios promedio del período 1990-2019.

¹⁵ En el caso de la Argentina, la implementación de la tecnología de soja RR, glifosato y siembra directa ha posibilitado semejante aumento de la producción de soja.

la mayor competencia por la tierra en EE.UU., con motivo del aumento en la producción de etanol (biocombustible a base de maíz), que los precios de la soja aumentaron drásticamente (Jenkins, 2011).

Gráfico 5. Precio de la soja real en CBOT
USD dic. 2019/tn, período enero 1991-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y Reserva Federal de St. Louis.

Esto lleva a la necesidad de incorporar la evolución de la oferta a la hora de explicar la dinámica del precio de la soja. Reinhart y Borensztein (1994) destacan que un modelo basado únicamente en factores de demanda resulta restrictivo para un correcto análisis del precio de los commodities, pudiendo generar un sesgo en la estimación; en cambio, la incorporación de factores de oferta contribuiría a mejorar sustancialmente la predicción del modelo.

El modelo propuesto por Bastourre et al. (2010), de cuyo marco analítico parte este trabajo, incluye entre los determinantes del precio de las commodities el lado de la demanda, pero no la situación de la oferta. Naturalmente, la estimación de un índice agregado de precios de commodities bastantes diversos (alimentos y metales) dificulta sobremanera la chance de incorporar efectos por el lado de la oferta, comúnmente más específicos de cada producto o grupo de ellos. Como variable proxy de la demanda mundial de commodities, el citado trabajo utiliza un índice de producción industrial compuesto, que además de los países occidentales más industrializados, incluye la actividad industrial de Corea, India, Malasia y China, que se han convertido hace ya muchos años en “actores cruciales” de los mercados de commodities.

No obstante, al menos en el caso de la soja, resulta imprescindible contemplar también la situación de la oferta mundial entre los determinantes de su precio fundamental, aprovechando que el estudio de un mercado en particular facilita el asunto. No sólo por las razones apuntadas

más arriba. Adicionalmente, en la teoría económica suele considerarse que los bienes alimenticios básicos -entre los que podría incluirse la soja para China y otros grandes países importadores- enfrentan una demanda inelástica con respecto a su cotización¹⁶, motivo por el cual se encuentran sujetos a fluctuaciones de precios más agudas ante cambios en la oferta que aquellos productos con demanda elástica al precio. Esto cobra particular importancia en el caso de la soja, cuyo mercado se encuentra expuesto a menudo a significativos shocks de oferta, los cuales pueden provocar fuertes variaciones de precios en períodos muy breves de tiempo (Arteaga et al., 2012).

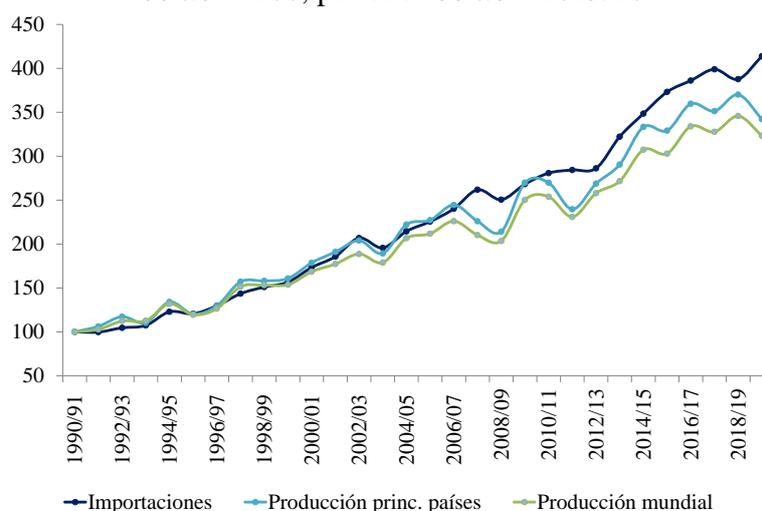
La elasticidad precio de la demanda también podría estar sujeta al nivel de los stocks disponibles. Al respecto, Wright (2010) sostiene que la demanda resulta inelástica a los precios solamente en un contexto de stocks muy bajos; en cambio, se torna crecientemente elástica cuando los inventarios son más holgados y, por lo tanto, los precios son menos sensibles a los shocks de oferta o de demanda. Por otra parte, la elasticidad de la demanda también reflejará la disponibilidad de productos sustitutos en el mercado (Schnepf, 2006).

La oferta de soja –al igual que la de otros granos- también es mucho más inelástica al precio en el corto plazo, quedando sujeta al nivel de los stocks disponibles. Como la producción se encuentra limitada a una sola campaña anual, la oferta adicional factible de ser volcada al mercado en respuesta a una suba de precios posterior a la cosecha puede provenir únicamente de los stocks disponibles; cuanto más bajos sean estos, menor será la capacidad de respuesta de la oferta ante un aumento de precios en el corto plazo (Schnepf, 2006).

Como se muestra en el gráfico 6, hasta mediados de la década pasada (período 2006/07) las importaciones mundiales de soja se expandieron levemente por debajo de la producción global y de la correspondiente a los principales países exportadores (EE.UU., Brasil, Argentina), o en línea con ella. A partir de esa campaña, las compras mundiales pasaron a crecer a un ritmo superior que la producción, registrándose así períodos de elevada discrepancia que coinciden con fases de precios altos, como 2007/08 y 2011/12. Esta cuestión se hará más patente cuando se analice la evolución del ratio stock/uso de soja.

¹⁶ La elasticidad precio de la demanda es menor a la unidad en este tipo de bienes; en otras palabras, un aumento del 1% en el precio del bien repercute en una disminución inferior al 1% en la demanda del mismo.

Gráfico 6. Importaciones y producción de soja a nivel mundial
1990/91=100, período 1990/91-2019/20



Nota: La producción de los principales países incluye a EE.UU., Brasil y Argentina. Las importaciones comprenden el poroto, el aceite y los pellets de soja, no así el biodiesel, valorizadas a los precios promedio del período 1990-2019 en CBOT, previamente deflactados por el IPC de EE.UU. Fuente: Elaboración propia en base USDA, Bloomberg y Reserva Federal de St. Louis.

4.1.4. Principales países exportadores de soja

Así como el mercado importador de soja se ha caracterizado por una elevada concentración durante el período estudiado, liderado en una primera etapa por la U.E., y desde el cambio de milenio, por el influjo decisivo de China -aumentando naturalmente la concentración por tratarse de un solo país-, lo mismo ha acontecido en un grado superior por el lado de las exportaciones. Si la U.E. y China han acaparado entre el 45% y el 50% de las importaciones desde la mitad de la década del 90, muy por delante de los demás países (el tercer puesto nunca ha superado el 4% del total en las últimas dos décadas), sólo tres países -Estados Unidos, Brasil y Argentina- han explicado alrededor del 85% de la oferta mundial del complejo sojero en el mismo período.

Tomando nuevamente los precios promedio de la soja y sus derivados para el período 1991-2019 como ponderadores, se constata que EE.UU. lideró las exportaciones mundiales del complejo soja hasta la campaña 2002/03 (desde 1990/91 a esa fecha había explicado en promedio el 39% del volumen total), cuando fue superado por Brasil y, en segundo lugar, por Argentina. La participación de EE.UU. ya había comenzado a decrecer desde 1997/98, primero a favor de un aumento en la cuota de Argentina y, posteriormente, de Brasil.

Tabla 3. Exportaciones del complejo soja
Miles de millones de USD (dic. 2019)

	Exportaciones del complejo soja					% Total				
	EEUU	Argentina	Brasil	Resto	Total	EEUU	Argentina	Brasil	Total 3 países	Resto
1990/91	8,0	4,9	3,7	6,5	23,1	34,6%	21,1%	16,1%	71,9%	28,1%
1991/92	10,0	4,6	5,1	3,8	23,5	42,5%	19,4%	21,8%	83,8%	16,2%
1992/93	10,7	4,2	5,7	2,7	23,3	45,7%	17,9%	24,6%	88,2%	11,8%
1993/94	8,4	4,8	7,3	3,8	24,4	34,5%	19,7%	30,0%	84,2%	15,8%
1994/95	11,8	5,0	7,0	3,7	27,5	42,8%	18,3%	25,4%	86,6%	13,4%
1995/96	11,3	5,1	6,6	4,8	27,8	40,7%	18,3%	23,6%	82,7%	17,3%
1996/97	12,2	4,4	7,8	6,0	30,4	40,3%	14,3%	25,8%	80,4%	19,6%
1997/98	13,1	8,0	8,9	2,9	32,9	39,9%	24,2%	27,0%	91,2%	8,8%
1998/99	11,6	8,6	8,5	5,6	34,3	33,9%	25,0%	24,9%	83,8%	16,2%
1999/00	13,3	8,8	9,3	4,6	35,9	36,9%	24,5%	25,8%	87,2%	12,8%
2000/01	13,6	11,8	11,6	3,3	40,3	33,8%	29,2%	28,8%	91,8%	8,2%
2001/02	14,5	12,0	12,8	3,7	43,1	33,7%	27,9%	29,8%	91,4%	8,6%
2002/03	13,7	14,2	14,9	4,6	47,4	28,9%	29,9%	31,5%	90,3%	9,7%
2003/04	11,4	13,5	15,1	6,2	46,3	24,7%	29,2%	32,7%	86,6%	13,4%
2004/05	14,5	16,9	16,6	3,2	51,2	28,3%	33,1%	32,4%	93,7%	6,3%
2005/06	13,0	16,8	16,3	7,0	53,0	24,5%	31,6%	30,7%	86,8%	13,2%
2006/07	15,3	20,7	16,1	5,1	57,2	26,7%	36,2%	28,2%	91,1%	8,9%
2007/08	16,0	17,9	16,2	11,0	61,2	26,2%	29,2%	26,5%	82,0%	18,0%
2008/09	17,0	12,4	16,8	11,6	57,8	29,3%	21,4%	29,1%	79,9%	20,1%
2009/10	20,4	20,3	18,1	6,0	64,8	31,5%	31,3%	28,0%	90,7%	9,3%
2010/11	19,8	17,8	20,2	8,4	66,1	29,9%	26,9%	30,5%	87,3%	12,7%
2011/12	18,2	13,4	19,1	14,4	65,2	27,9%	20,6%	29,4%	77,9%	22,1%
2012/13	18,4	15,5	23,1	12,1	69,2	26,5%	22,5%	33,5%	82,5%	17,5%
2013/14	21,8	16,7	24,3	12,2	75,0	29,1%	22,3%	32,4%	83,7%	16,3%
2014/15	24,5	21,7	28,6	8,3	83,1	29,5%	26,1%	34,4%	90,0%	10,0%
2015/16	25,3	19,6	27,1	14,6	86,5	29,2%	22,6%	31,3%	83,1%	16,9%
2016/17	27,6	17,6	33,5	12,9	91,6	30,1%	19,3%	36,5%	85,9%	14,1%
2017/18	28,0	14,9	40,5	10,0	93,4	30,0%	16,0%	43,3%	89,3%	10,7%
2018/19	23,6	19,0	36,0	14,3	93,0	25,4%	20,5%	38,7%	84,6%	15,4%
2019/20	22,7	17,6	38,6	18,9	97,8	23,2%	18,0%	39,4%	80,7%	19,3%

Nota: Las toneladas del poroto de soja, el aceite y los pellets se valorizan por los respectivos precios promedio en CBOT del período 1991-2019 en términos reales (previamente deflactados por el IPC de EE.UU.). El cálculo no incluye al biodiesel, motivo por el cual puede estar levemente subestimada la participación de Argentina en la última década.

Fuente: Elaboración propia en base a USDA y Bloomberg.

Entre 2002/03 y 2009/10, Brasil, Argentina y EE.UU. se alternaron el liderazgo exportador en el mercado de soja, muchas veces sin grandes diferencias (a grosso modo, cada país mantenía aproximadamente un 30% del mercado). No obstante, durante la última década Brasil ha mostrado, por lejos, el mayor dinamismo exportador, a la par de un sostenido aumento de la producción, terreno en el que superó por primera vez a EE.UU. en 2017/18, y volvió a hacerlo en la reciente campaña 2019/20. De esta forma, Brasil se consolidó como el principal proveedor mundial de la oleaginosa, llegando a explicar un 43% de las ventas globales del complejo en 2017/18 (39% en 2019/20). Cabe remarcar que el uso interno de la cosecha en ese país ha sido mucho más elevado que en Argentina, rondando el 30% de la misma en la primera década del 2000, para luego disminuir relativamente hasta aproximadamente un 24% en las últimas cuatro

campañas, mientras que en el caso argentino ha sido inferior al 10% durante la mayor parte del período¹⁷.

La participación de EE.UU. en el mercado de soja comenzó a disminuir en forma relevante desde fines de la década del 90, tendencia que se profundizó en la década siguiente. Además del gran dinamismo que exhibieron Argentina y Brasil como exportadores de soja en ese lapso, también contribuyeron decididamente a que EE.UU. cediera participación en el mercado los nuevos mandatos para la producción y consumo de biocombustibles en ese país, en particular de etanol, desde el año 2005. Esto generó un boom de producción de etanol en EE.UU., que derivó en una mayor siembra de maíz en detrimento de la soja. En la última década, ya bajo el consolidado liderazgo exportador de Brasil, EE.UU. recuperó participación en detrimento de la Argentina, que quedó relegada al tercer lugar.

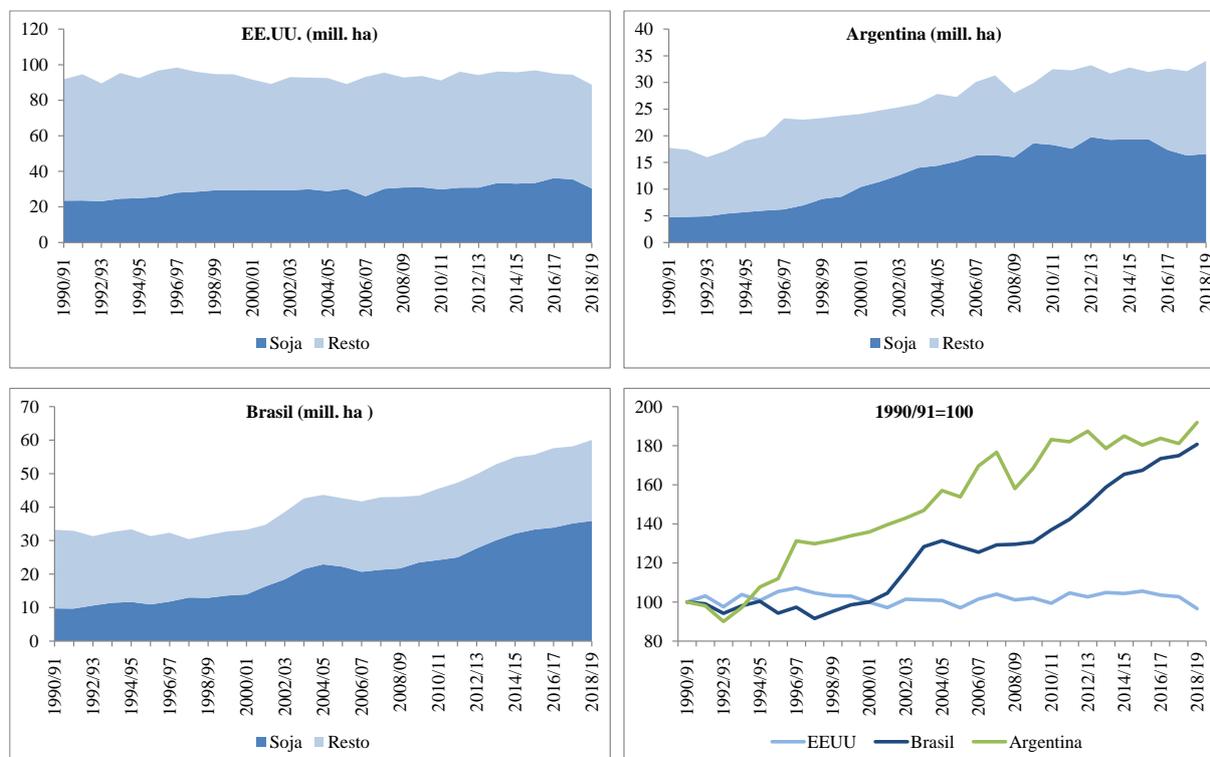
Un factor importante a considerar a la hora de analizar la participación relativa en el mercado exportador radica en la diferente capacidad de expandir el área sembrada que tuvieron los tres países. Ray (2008) explica que la mayor parte de la tierra productiva se encontraba en uso en EE.UU., mientras que Brasil tenía el potencial de incorporar millones de hectáreas adicionales a la producción. Los años confirmaron la apreciación del autor, dado que entre las campañas 2007/08 y 2019/20 el área sembrada con cereales y oleaginosas se incrementó un 44% en Brasil. Con relación a la campaña 1990/91, el aumento fue del 86%, explicado íntegramente por el cultivo de soja, que expandió su superficie un 270%, mientras que el resto de los cereales y oleaginosas prácticamente no creció (+6%). Con un aumento sostenido a lo largo del período, la campaña 2019/20 observa la mayor superficie sembrada en Brasil hasta el momento. El gran punto de inflexión fue en 2001/02: mientras que en la década del 90 se habían sumado 4 M ha de superficie de soja, en las dos décadas siguientes se incorporaron 23 M ha.

En menor escala, un fenómeno similar aconteció en Argentina durante parte del período considerado. Entre 1990/91 y 2019/20 el área sembrada total con cereales y oleaginosas se expandió un 93%, llegando a poco más de 34 M de ha, máximo registro de la serie histórica. En ese lapso, la superficie cubierta con soja se incrementó 260%, mientras que el área restante

¹⁷ En esta ocasión, para simplificar el cálculo, se consideraron el aceite y los pellets traducidos a su equivalente en poroto, recuperando el residuo de la molienda. Por ejemplo, en 2019/20 se extrajo un 19,2% de aceite y un 77,5% de pellets, con lo cual se dividen las toneladas consumidas internamente de esos subproductos por 96,7% (19,2% + 77,5%), para obtener las toneladas de poroto equivalente en ese año comercial; de este modo se le otorga el mismo peso a cada tonelada, ya sea de poroto o sus derivados (es decir, sin ponderar por precio).

lo hizo un 33%. Si bien el porcentaje de aumento resulta similar al brasileño, cabe remarcar que Brasil sumó unas 28,4 M ha a la producción, bastante por encima de Argentina (16,6 M ha).

Gráfico 7. Área sembrada con cereales y oleaginosas en EE.UU., Brasil y Argentina
Período 1990/91-2019/20



Fuente: Elaboración propia en base a USDA.

En paralelo, se produjo un significativo incremento tendencial en los rindes por hectárea de soja en estos países, gracias a la aplicación de nuevas tecnologías, como la incorporación en vasta escala de la semilla transgénica resistente al glifosato, que pasó a ser acaparar casi la totalidad del área sembrada de la oleaginosa. Comparando el período 2015-2019 respecto de 1990-94, el rinde promedio nacional de la soja aumentó un 37% en EE.UU., 63% en Brasil y 28% en Argentina. Debe tenerse en cuenta que en Brasil y Argentina estas subas del rinde promedio se han verificado a pesar de la creciente incorporación de tierras menos aptas, con rindes potenciales más bajos, lo cual implica un incremento mucho más significativo en las principales regiones agrícolas.

La siembra y producción de soja en estos países se movió al compás de la demanda mundial, comandada por China, cuyas importaciones exhibieron un crecimiento vertiginoso desde 2002/03, con una relativa estabilización en las últimas cinco campañas.

Así fue que el gran crecimiento de la demanda externa indujo el llamado fenómeno de la “sojización” en Brasil y Argentina, países predominantemente agroexportadores, con una gran dependencia del comercio exterior de productos agropecuarios para la obtención de divisas. En 1990/91, la soja representaba un 29% de la superficie cubierta con cereales y oleaginosas en Brasil; pasó al 47% en 2001/02 y siguió aumentando hasta llegar al 60% en las últimas cinco campañas. Por su parte, en Argentina el área sembrada con soja creció sostenidamente hasta alcanzar su apogeo entre las campañas 2012/13 y 2015/16, cuando explicó el 60% del área sembrada total con cereales y oleaginosas. Desde la campaña siguiente, se produjo un avance del maíz y -con mucha menos relevancia- del girasol en detrimento de la oleaginosa, y con ello, cierta reversión del proceso sojizador¹⁸, con un crecimiento del área sembrada total mucho menos dinámico que en Brasil¹⁹.

Hasta aquí, el análisis del complejo soja se realizó en forma agregada, valorizando el poroto y los derivados a los precios promedio del período. Pero si bien se trata de un commodity, el mercado exportador se halla en cierta forma “segmentado” entre el poroto y los derivados. En ese sentido, primero EE.UU. y luego Brasil han encabezado las ventas de la soja sin procesar, mientras que Argentina se ha destacado durante todo el período como el principal exportador de aceite y pellets, muy por detrás de los citados países en lo que respecta al poroto. Debe recordarse que la soja sin procesar ha predominado en forma creciente en el comercio global del complejo soja, representando un 65% del total en las últimas cuatro campañas, lo cual se explica centralmente por el progresivo aumento de la demanda china de poroto.

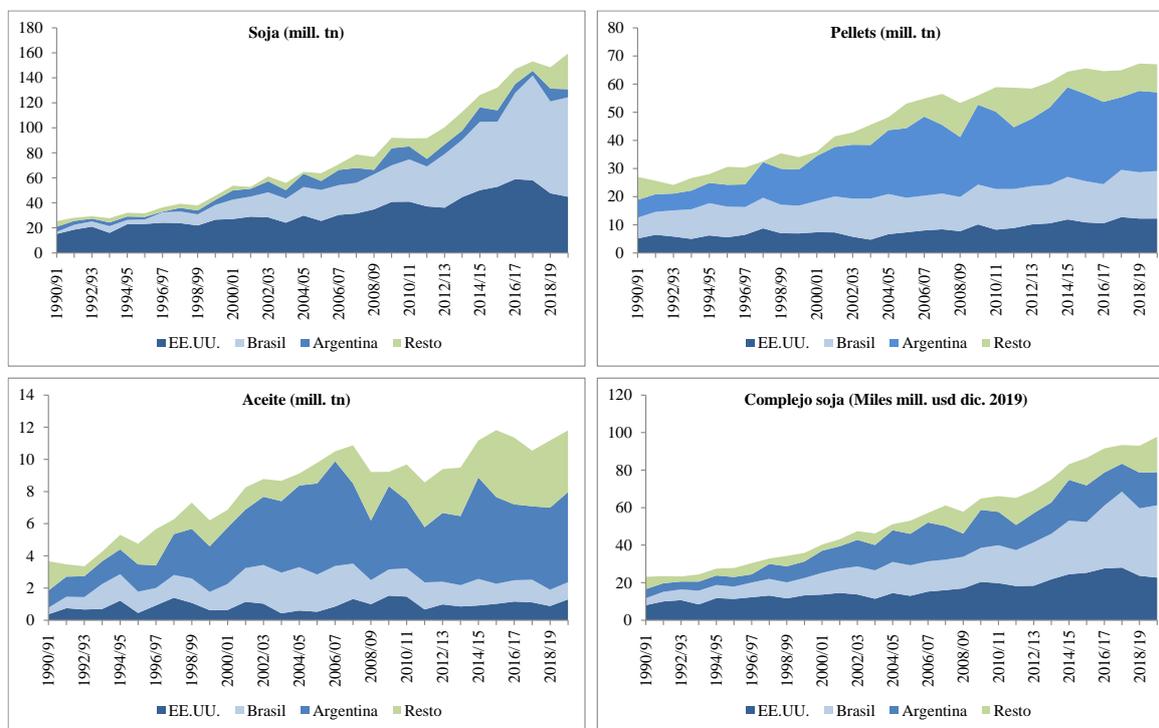
La molienda de soja en EE.UU. ha sido superior a la de Argentina durante todo el período, pero a diferencia de esta, el país del norte ha utilizado internamente el grueso del volumen procesado (alrededor del 90% del aceite y del 75% de los pellets). Brasil, con un volumen de soja procesado más semejante al argentino, también ha utilizado internamente una proporción más elevada del aceite y, en menor medida, de los pellets. A su vez, el uso interno en Brasil ha crecido sostenidamente desde mediados del 2000, alcanzando en las últimas cuatro campañas

¹⁸ A partir de 2016, la eliminación de retenciones al maíz y al girasol (previamente eran del 20%) generó una mayor rentabilidad relativa de esos cultivos, mientras que la soja mantuvo el impuesto, inicialmente con una rebaja paulatina que luego se frenó. Junto con una rotación de cultivos que venía muy postergada, esto favoreció un avance de esos granos en detrimento de la soja, y con ello, cierta reversión del proceso sojizador. Los cambios normativos efectuados desde septiembre de 2018 en materia de derechos de exportación, que incluyeron la restitución del impuesto al maíz y el girasol, continuaron arrojando de todos modos un gran diferencial a favor de esos cultivos respecto de la soja.

¹⁹ El incremento del área sembrada en ambos países se ha dado en gran parte a costa de bosques y estepas, con los problemas ambientales que ello implica. También ganándole tierras a la ganadería, que fue trasladándose a zonas marginales, a la vez que pasó a emplearse crecientemente el engorde a corral o “fedlot”.

al 85% del aceite y 55% de los pellets. En tanto, Argentina cuenta con un saldo exportable mucho más elevado, favorecido por la baja utilización interna de la oleaginosa.

Gráfico 8. Exportaciones mundiales del complejo soja
Millones de toneladas y miles de mill. de USD (dic. 2019), período 1990/91-2019/20



Nota: Las toneladas del poroto de soja, el aceite y los pellets se valorizan por los respectivos precios promedio en CBOT del período 1991-2019, en términos reales (previamente deflactados por el IPC de EE.UU.). El cálculo no incluye al biodiesel, motivo por el cual puede estar levemente subestimada la participación de Argentina en la última década.

Fuente: Elaboración propia en base a USDA y Bloomberg.

La predilección china por la soja sin procesar opera en contra de la posibilidad de aumentar la industrialización del grano en Argentina y Brasil. Argentina cuenta con la segunda capacidad de molienda de oleaginosas más elevada del mundo, que según la Bolsa de Comercio de Rosario (BCR) asciende a unas 69 M tn anuales en 2020; a su vez, en el gran Rosario se encuentra el principal polo procesador y exportador de soja del mundo, con una capacidad aproximada de 54,6 M tn (BCR, 2020). Aunque nuestro país exporta una proporción mayor que Brasil bajo la forma de subproductos (centralmente a la U.E.), el sector mantiene una elevada capacidad instalada ociosa crónica, que en 2019/20 fue del 35%²⁰. Brasil, que exporta el grueso de la oleaginosa sin procesar, contaba con una capacidad de molienda de 56,5 M de tn en 2019, inferior a la argentina (BCR, 2019). Por consiguiente, la Argentina sería el país más limitado por la estrategia china de comprar el poroto de soja y producir allá los derivados; en particular

²⁰ Las estadísticas del Ministerio de Agroindustria muestran que durante el año comercial 2019/20 se molieron 40,6 M tn de soja y 3,7 M tn de girasol, en lo que respecta a las oleaginosas más relevantes.

el aceite, del cual el país asiático supo ser el principal comprador, tanto desde argentina como a nivel global.

De todos modos, el procesamiento del poroto y la obtención de los derivados (aceite y pellets) distan de ser una panacea industrialista, siendo el valor agregado al respecto más bien modesto. Desde 2002 a la fecha, la diferencia para la Argentina entre exportar una tonelada de poroto o vender la misma tonelada bajo la forma de derivados fue en promedio de un 6%²¹.

Con las exportaciones globales del complejo sojero relativamente segmentadas entre EEUU y Brasil, por un lado, y Argentina, por el otro, las perturbaciones por el lado de la oferta pueden tener un impacto relativo diferencial en los precios del poroto y los derivados, según el país donde acontezca. Por ejemplo, no significará lo mismo una sequía en Estados Unidos que en Argentina, dado que el primero exporta centralmente poroto de soja mientras que el segundo vende principalmente pellets. Una conclusión similar se obtiene por el lado de la demanda; un aumento de esta incidirá en forma desigual sobre los precios relativos según se trate, por ejemplo, de un salto en las compras de poroto de soja por parte de China o un aumento en las importaciones de aceite desde Medio Oriente. Se volverá sobre este punto más adelante, cuando se analice brevemente la relación entre los precios de los distintos productos del complejo sojero.

Otra cuestión relevante a considerar es que en el mercado de la soja también existe una relativa segmentación temporal de la oferta, sobre todo en lo que respecta al poroto sin procesar, principal producto demandado. Estados Unidos, donde la soja se cosecha centralmente en octubre, es el principal abastecedor mundial del mercado entre ese mes y marzo del año siguiente. Brasil y Argentina, donde la recolección se efectúa primordialmente en abril, suministran la mayor parte de la oferta mundial desde ese mes hasta septiembre. La estacionalidad en el origen de la oferta resulta marcada en el caso del poroto de soja, mientras que el aceite y los pellets tienen una dinámica de exportación mensual mucho más estable al interior de cada año comercial, debido a las características de la molienda, que procura el máximo uso posible de la capacidad instalada a lo largo del período.

²¹ Se tomaron los precios de exportación promedio del poroto y los derivados (aceite, pellets y biodiesel) de cada año y se aplicaron los coeficientes de extracción respectivos como ponderadores, para obtener un precio promedio de los derivados por tonelada de soja (a su vez, el precio del aceite y el biodiesel se ponderó por el valor exportado en cada año). El margen máximo por tonelada se verificó con los precios de 2010 (+13%), mientras que en 2019 fue de 9%; esto representó una diferencia que puede estimarse aproximadamente en unos USD 1.400 M ese último año, entre haber exportado todo como poroto y hacerlo bajo la forma de derivados.

En los últimos años, la amplia difusión del silobolsa, principalmente en Argentina, ha contribuido a suavizar la oferta de los productores a lo largo del año. Este instrumento de bajo costo, que permite almacenar la cosecha en el mismo campo, ha permitido descomprimir la logística del traslado de la producción y embarque en los puertos, evitando el efecto avalancha durante los meses de recolección. También ha posibilitado a los productores (con mayor respaldo financiero) mejores condiciones a la hora de vender su cosecha, al poder conservarla en forma relativamente segura y a un bajo costo, sin las complicaciones y costos más elevados que implicaría el alquiler de depósitos; así, los productores pueden verse reacios a vender cuando los precios están bajos, y dispuestos a guardar la soja en sus campos a la espera de mejores cotizaciones. Posiblemente, esto mismo contribuya a explicar que el descenso estacional del precio de la soja en Argentina que, bajo condiciones normales, se verifica típicamente durante el segundo trimestre de cada año (época de cosecha) se ha atemperado significativamente durante las últimas dos décadas, a la par del mayor uso de silobolsas en el país (BCR, 2018).

4.1.5. Biocombustibles

Además del fuerte aumento en las importaciones provenientes de China, también ha jugado un rol importante el desarrollo de los biocombustibles, los cuales generaron una enorme demanda adicional que se volcó sobre el mercado de granos. En particular, el rápido aumento de la producción de etanol en EE.UU. -elaborado a partir del maíz- añadió una gigantesca utilización para el cereal en un lapso de tiempo relativamente corto y, con ello, una mayor competencia por el uso de la tierra con el cultivo de soja, contribuyendo a limitar la oferta de la oleaginosa en el país del norte²². Esto generó que EE.UU. perdiera peso en las exportaciones mundiales de soja a partir de la década del 2000 respecto de los años 90, principalmente a manos de Brasil y Argentina. En tanto, la producción de biodiesel ha tenido un impacto mucho menor sobre el mercado de soja, tanto en EE.UU. como a nivel mundial.

Volviendo al maíz, cabe recordar que EE.UU. ha sido por lejos el primer exportador mundial durante todo el período considerado. Por ende, cualquier acontecimiento en el balance de oferta y uso de maíz en ese país ha tenido un impacto decisivo en el mercado mundial, no sólo del cereal, sino también de otros granos como la soja, que compiten por la superficie sembrada.

²² Según Alexandratos (2008), existe un amplio consenso acerca de que la difusión de los biocombustibles explicó gran parte del aumento en el precio del aceite y las semillas oleaginosas, ya sea en forma directa a través del uso para biodiesel, principalmente en Europa, o indirectamente, mediante el desplazamiento de la soja a manos del maíz en EE.UU.

Entre 2001/02 y 2006/07, EE.UU. concentraba alrededor del 60% de las exportaciones mundiales de maíz, seguido de lejos por Argentina, con casi el 15% de participación en el total.

En 2005, el Congreso de EE.UU. aprobó una nueva acta de política energética, que estableció al etanol como el único combustible aditivo a la nafta permitido. Anteriormente, ya se utilizaba el etanol, pero era más popular el MTBE, por ser más barato y fácil de transportar y distribuir. Pero el mayor impacto ambiental y riesgo para la salud llevó al Congreso a adoptar la nueva reglamentación, que comenzó a aplicarse en mayo de 2006, derivando en un boom de producción de etanol en ese país (Chen, 2019)²³.

Luego de mantenerse sin cambios relevantes durante la década del noventa, representando en promedio un 5% de las sucesivas cosechas, el volumen de maíz destinado a la producción de etanol en EE.UU. comenzó a crecer sostenidamente a partir del 2000, mostrando un salto del 44% en la campaña 2007/08 hasta las 77,5 millones tn, volumen que equivalió al 30% de la demanda doméstica y al 23% de la cosecha total. En dicha campaña, la producción de maíz creció 63,7 millones tn (24%), ganándole área a la soja, que cayó un 16%. Esto generó un brusco descenso de la relación stock/uso de soja²⁴ en 2007/08, tanto en EE.UU. como a nivel mundial, constituyéndose como uno de los fundamentos del vertiginoso aumento en el precio de la oleaginosa entre fines de 2007 y mediados de 2008²⁵. Mientras que el aumento de la demanda ocasionado por el crecimiento poblacional y el ingreso per cápita es mucho más predecible y estable, en el caso de los biocombustibles se trató de un nuevo y persistente shock en la demanda de granos (Fawley y Juvenal, 2011).

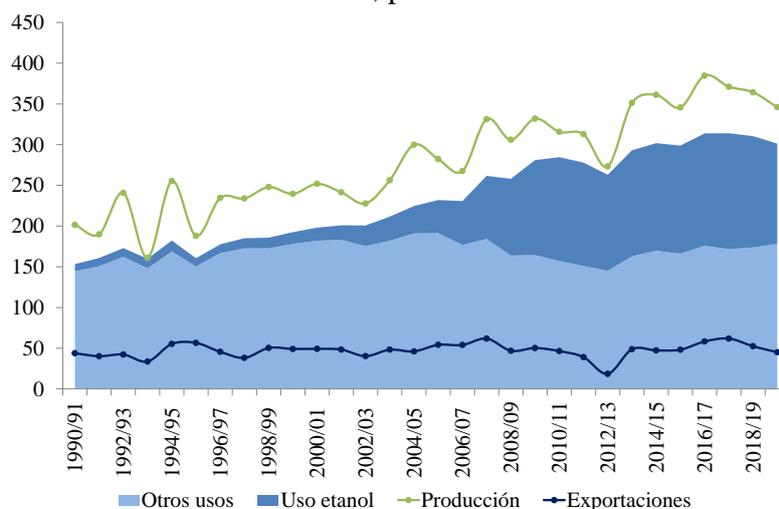
El volumen de maíz destinado a etanol en EE.UU. continuó creciendo a un ritmo promedio superior al 20% durante las tres campañas siguientes, hasta acaparar un 46% del uso interno y un 41% de la cosecha del cereal en 2011/12. A partir de ahí, dicho volumen observó una relativa estabilización, aumentando a una tasa anual promedio del 1,9% hasta 2017/18, campaña en la que alcanzó un máximo de 142,4 M tn de maíz volcadas al etanol (45% del uso interno y un 38% de la producción).

²³ Asimismo, la U.E. aprobó en mayo de 2003 su primera directiva para promover el uso de combustibles renovables, estipulando un corte de 5,75% para fines de 2010. En abril de 2009 se aprobó una nueva directiva, que establecía un corte del 20% en el total de la energía consumida (10% en el transporte) para 2020 (Saucedo, 2015).

²⁴ La importancia de esta variable en la determinación del precio fundamental de la soja se detalla más adelante.

²⁵ Wright (2010) asigna una gran importancia a la acotada relación stock/uso como un fundamento central del auge de precios de los granos en 2007/08. Según el autor, el mandato en países como EE.UU. para el aumento en la producción de biocombustibles contribuyeron decididamente a la reducción de los stocks de granos hasta niveles muy bajos.

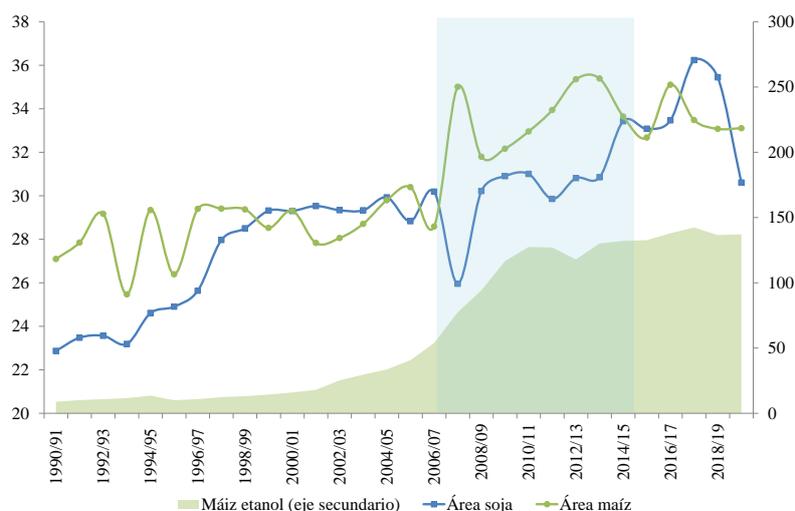
Gráfico 9. Oferta y uso de maíz en EE.UU.
Millones de toneladas, período 1990/91-2019/20



Fuente: Elaboración propia en base a USDA.

En el gráfico 10 puede apreciarse cómo el salto en el uso de maíz para etanol en EE.UU. redundó desde 2007/08 en un aumento del área sembrada con el cereal, mientras que la superficie cubierta con soja permaneció estancada o en caída; situación que perduró hasta la campaña 2014/15, cuando volvió a emparejarse la superficie cubierta con ambos cultivos. Hacia adelante, el uso de maíz para etanol se estancó relativamente, mientras que en años más recientes, y después de mucho tiempo, el área sembrada con la oleaginosa volvió a superar al maíz.

Gráfico 10. Área sembrada con soja y maíz, y consumo de maíz para etanol en EE.UU.
Millones de hectáreas y mill. de toneladas (eje derecho), período 1990/91-2019/20



Fuente: Elaboración propia en base a USDA.

Durante el período que abarca de 2007/08 a 2013/14, la bajísima relación stock/uso de soja en EE.UU. (ver tabla 4) coincidió con una etapa de precios muy elevados (los más altos desde fines de la década del 80 medidos en términos reales).

Tabla 4. Área, producción y stock/uso de soja y maíz en EE.UU.
Millones de hectáreas y mill. de toneladas

	Soja			Maíz				Maíz/soja Área sembrada	Precio soja CBOT (USD dic. 2019)
	Área sembrada	Producción	stock/uso	Área sembrada	Producción	Consumo ethanol	stock/uso		
2000/01	29,3	75,1	8,8%	29,3	251,9	16,0	19,5%	1,00	255,6
2001/02	29,5	78,7	7,1%	27,8	241,4	18,0	16,3%	0,94	252,4
2002/03	29,3	75,0	6,4%	28,1	227,8	25,3	11,4%	0,96	301,9
2003/04	29,3	66,8	4,5%	28,7	256,2	29,7	9,4%	0,98	413,3
2004/05	29,9	85,0	8,6%	29,8	299,9	33,6	19,8%	1,00	292,7
2005/06	28,8	83,5	15,6%	30,4	282,3	40,7	17,5%	1,05	274,9
2006/07	30,2	87,0	18,6%	28,6	267,5	53,8	11,6%	0,95	335,5
2007/08	26,0	72,9	6,7%	35,0	331,2	77,5	12,8%	1,35	557,1
2008/09	30,2	80,7	4,5%	31,8	305,9	94,2	13,9%	1,05	453,9
2009/10	30,9	91,5	4,5%	32,2	331,9	116,6	13,1%	1,04	427,5
2010/11	31,0	90,7	6,6%	33,0	315,6	127,5	8,7%	1,06	560,1
2011/12	29,9	84,3	5,4%	33,9	312,8	127,0	7,9%	1,14	565,3
2012/13	30,8	82,8	4,5%	35,4	273,2	117,9	7,4%	1,15	604,5
2013/14	30,9	91,4	2,6%	35,4	351,3	130,1	9,2%	1,15	544,0
2014/15	33,4	106,9	4,9%	33,6	361,1	132,1	12,6%	1,01	396,3
2015/16	33,1	106,9	5,0%	32,7	345,5	132,7	12,7%	0,99	379,2
2016/17	33,5	116,9	7,2%	35,1	384,8	138,0	15,7%	1,05	383,4
2017/18	36,2	120,1	10,2%	33,5	371,1	142,4	14,5%	0,92	368,7
2018/19	35,4	120,5	22,9%	32,9	364,3	136,6	15,5%	0,93	328,1
2019/20	30,3	96,7	16,1%	32,9	345,9	123,2	16,5%	1,08	326,4

Nota: El precio promedio de la soja (USD dic. 2019) para el año comercial de cada campaña corresponde al período que abarca de septiembre del primer año hasta agosto del segundo año; por ejemplo, el precio promedio de 2018/19 refiere al período septiembre 2018-agosto 2019. Fuente: Elaboración propia en base a USDA.

A partir del mayor uso de maíz para etanol, EE.UU. cedió significativamente participación en las ventas globales del cereal a manos de Brasil -que a su vez se consolidaría como segundo exportador mundial durante la última década superando a la Argentina- y Ucrania. Así, EE.UU. redujo su peso a cerca de un 30% en las últimas dos campañas, en las cuales Argentina ganó más preponderancia.

En cambio, la producción de biodiesel ha tenido una incidencia mucho menor en la demanda de soja, tanto en EE.UU. como a nivel mundial. Aquella mostró su primer salto relevante en 2005/06, con aumentos en EE.UU. y Europa; mientras que dos años después comenzó a adquirir relevancia en Brasil y Argentina. En ese marco, la producción de biodiesel exhibió un crecimiento progresivo en EE.UU. y en Brasil, hasta superar en ambos países los 3,5 mill. de tn. En menor medida aumentó en Argentina, donde alcanzó un máximo de 2,7 mill. en 2011/12, e incluso se redujo significativamente en los últimos dos años. En la U.E. (principal importador), la producción mantuvo un nivel en torno a 1,5 mill. de toneladas hasta la campaña 2010/11, luego de la cual pasó a ubicarse en un nivel más bajo (cerca de 1 mill. de tn).

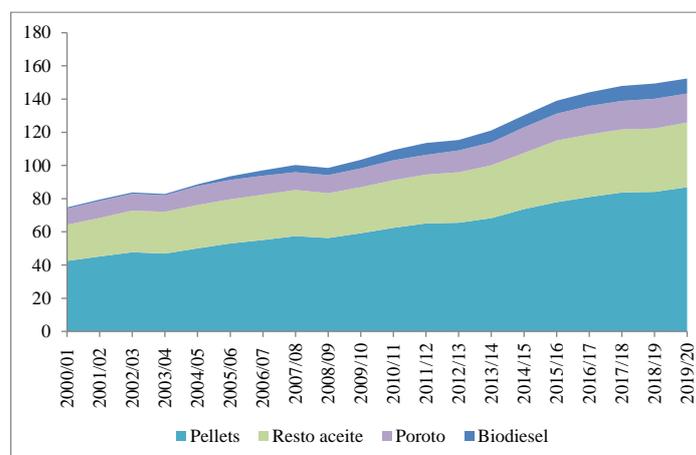
Tabla 5. Usos del aceite de soja a nivel mundial
Millones de toneladas

	Uso aceite para biodiesel					Mundo	Resto aceite	Total aceite	Uso para biodiesel %	
	EEUU	Brasil	Argentina	UE	Resto				Acceite	Complejo soja
2000/01	0,02	0,17	0,00	0,18	0,45	0,83	25,31	26,14	3,2%	1,0%
2001/02	0,04	0,17	0,00	0,23	0,58	1,02	26,89	27,90	3,6%	1,1%
2002/03	0,06	0,17	0,00	0,28	0,44	0,94	29,10	30,05	3,1%	1,0%
2003/04	0,06	0,17	0,01	0,34	0,35	0,92	29,19	30,11	3,1%	1,0%
2004/05	0,20	0,20	0,01	0,41	0,40	1,21	30,30	31,51	3,8%	1,2%
2005/06	0,71	0,22	0,02	1,12	0,47	2,54	30,87	33,40	7,6%	2,3%
2006/07	1,25	0,42	0,08	1,56	0,44	3,76	31,70	35,46	10,6%	3,3%
2007/08	1,47	0,93	0,65	1,59	0,39	5,03	32,25	37,28	13,5%	4,3%
2008/09	0,92	1,20	1,05	1,47	0,38	5,01	31,31	36,32	13,8%	4,4%
2009/10	0,76	1,83	1,55	1,43	0,37	5,95	32,19	38,14	15,6%	5,0%
2010/11	1,24	1,98	2,15	1,35	0,38	7,11	33,33	40,43	17,6%	5,6%
2011/12	2,21	2,09	2,65	1,00	0,35	8,30	34,12	42,42	19,6%	6,3%
2012/13	2,13	2,13	1,87	0,80	0,35	7,28	35,28	42,55	17,1%	5,4%
2013/14	2,30	2,28	2,47	0,94	0,37	8,35	36,93	45,28	18,4%	5,9%
2014/15	2,29	2,69	2,00	0,99	0,42	8,39	39,26	47,65	17,6%	5,6%
2015/16	2,57	2,69	2,43	0,93	0,40	9,02	43,07	52,09	17,3%	5,6%
2016/17	2,81	2,91	2,55	0,85	0,44	9,56	43,74	53,29	17,9%	5,7%
2017/18	3,24	3,25	2,63	0,87	0,47	10,44	44,11	54,56	19,1%	6,1%
2018/19	3,57	3,45	2,10	1,05	0,47	10,63	44,30	54,93	19,4%	6,1%
2019/20	3,36	3,68	1,90	1,07	0,48	10,48	45,19	55,68	18,8%	5,9%

Nota: El uso de aceite de soja para biodiesel como porcentaje del total del complejo soja se obtiene a partir de valorizar las toneladas del poroto, el aceite y los pellets por los respectivos precios promedio en CBOT del período 1991-2019, en términos reales (previamente deflactados por el IPC de EE.UU.). Fuente: Elaboración propia en base a USDA.

El uso de aceite de soja para biodiesel llegó a explicar casi un 20% del consumo global de este producto en 2011/12, oscilando en torno a un promedio del 18% durante las siguientes campañas. Pero el uso de poroto de soja para biodiesel continúa siendo poco significativo cuando se mide sobre el consumo del complejo sojero, representando casi un 6% del total a partir de 2010/11.

Gráfico 11. Consumo de soja a nivel mundial
Miles de millones de USD (dic. 2019), período 2000/01-2019/20



Nota: Las toneladas se valorizan por los respectivos precios promedio en CBOT del período 1991-2019, en términos reales (previamente deflactados por el IPC de EE.UU.), del poroto de soja, el aceite y los pellets. Se considera el uso de aceite de soja para biodiesel, valuado al precio de aquel. Fuente: Elaboración propia en base a USDA.

Desde 2005/06 hasta la fecha, con porcentajes bastante estables, el uso de aceite de soja (ya sea para biodiesel o para alimentación) ha representado en promedio un 31,9% del consumo total del complejo; los pellets un 56,6% y el poroto un 11,5%.

A modo de comparación, el uso de maíz para etanol en EE.UU. alcanzó a acaparar más del 45% de su cosecha -siendo el mayor productor y exportador del cereal- restándole un enorme saldo exportable; a su vez, dicho uso llegó a representar casi el 15,0% del consumo mundial de maíz. Debe tenerse en cuenta que el consumo global del cereal incluye, por ejemplo, a China, segundo productor mundial y país que se autoabastece, donde las importaciones han venido representando un porcentaje ínfimo de su uso interno (2,5% en 2019/20); con lo cual, a diferencia de la soja, no traslada ese consumo como demanda en el mercado mundial. En el caso de la oleaginosa, en cambio, tiene mucho más sentido evaluar el uso del biodiesel como proporción del consumo global, ya que el grueso del mismo se traduce como importaciones en el mercado mundial.

En suma, con relación a los biocombustibles, el impacto sobre el mercado de soja ha sido indirectamente mediante el etanol y en forma directa a través del biodiesel. Más concretamente, el etanol ha incidido por el lado de la oferta de soja (dada la mayor demanda de maíz en EE.UU., que compite con la soja por el área), mientras que el biodiesel lo ha hecho a través de la demanda de la oleaginosa²⁶. En 2007/08 el salto en la producción de etanol en EE.UU. parece haber tenido un efecto particularmente notable sobre la oferta de soja; crecimiento que continuó vertiginosamente en los años siguientes (hasta 2013/14), a la vez que el maíz le ganaba cómodamente a la oleaginosa la pulseada por la superficie sembrada²⁷. En cambio, el aumento en la demanda de soja para biodiesel ha sido mucho menos significativo y más progresivo en esos años.

²⁶ Baffes y Hanjotis (2010) afirman que la producción de etanol a base de maíz, y en menor medida, la elaboración de biodiesel en EE.UU. han tenido “claramente” un efecto en los correspondientes balances de oferta y demanda, así como en el uso de la tierra de ambos cultivos. No obstante, sostienen que los biocombustibles representan solamente un 1,5% del área mundial, lo cual pone en duda la idea de que hayan generado un gran aumento en la demanda mundial. Asimismo, relativizan el posible efecto que hayan podido tener en el boom de precios de 2008.

²⁷ Según Ray (2008), gran parte del aumento en el precio de la soja durante el auge de 2008 no se debió tanto a un aumento sostenido de la demanda de productos de ese complejo como a la competencia del maíz (con mayor demanda para etanol), que acaparó gran cantidad de área sembrada que de otra forma hubiera sido para la oleaginosa.

4.2. Balance de oferta y uso de soja. La relación stock/uso

Al analizar la evolución de la oferta y la demanda mundial, en primer lugar, se ha visto que desde principios de los 2000 aconteció un rápido y sostenido crecimiento de las importaciones de soja por parte de China y otros países asiáticos.

Ya más entrada la década se produjo la irrupción de los biocombustibles, que en muy poco tiempo volcaron una gigantesca demanda adicional al mercado de granos, con gran importancia en el caso del maíz para etanol en EE.UU. Esta situación repercutió también por el lado de la oferta de soja, intensificando la competencia por el uso de la tierra en ese país, primer exportador mundial de ambos productos en ese momento, lo cual se constituyó como un limitante a la expansión de la oleaginosa. A su vez, esto contribuyó a aumentar la importancia de Brasil y la Argentina como abastecedores de la creciente demanda de soja en el mercado mundial, países que ya venían ganando participación desde fines de la década del 90. Brasil se consolidaría definitivamente como principal exportador mundial del complejo soja a partir de 2011/12, mientras que Argentina ha venido liderando las exportaciones de aceite y pellets.

El sostenido aumento, año a año, de la demanda de soja exigía un desempeño acorde de la oferta, que en reiteradas ocasiones no se verificó. Además de las limitaciones para la expansión de la soja que generó el rápido desarrollo del etanol en EE.UU., a comienzos de la década del 2010 se registraron en este país dos cosechas de soja y —especialmente— tres de maíz significativamente inferiores a las previstas inicialmente a causa de problemas climáticos²⁸, lo cual estrechó notablemente los balances de oferta y uso de ambos granos, llevándolos a niveles críticos en algunas campañas. Ante una demanda en constante crecimiento y stocks sumamente ajustados, los sucesivos recortes de la oferta contribuyeron a sostener los precios en niveles muy elevados y, en ocasiones, a generar cimbronazos alcistas ante noticias climáticas desfavorables o revisiones a la baja de la cosecha, especialmente aquéllas no previstas por el mercado. En igual sentido impactaron algunos episodios de sequía en Argentina y, en menor medida, en Brasil, países que abastecen el grueso de la oferta mundial durante el período abril-septiembre, hasta el ingreso de la cosecha estadounidense. Esta relación causal entre los stocks y el precio de la soja se corrobora más adelante mediante la estimación del modelo empírico.

Por lo apuntado hasta aquí, resulta más que evidente la necesidad de considerar los acontecimientos producidos por el lado de la oferta en la estimación del precio fundamental de

²⁸ Se trata de las cosechas 2010/11 de maíz, y 2011/12 y 2012/13 de maíz y soja. Las referidas al cereal son las que sufrieron los principales recortes.

la soja. En lugar de utilizar un índice de producción industrial de los principales países demandantes de soja, lo cual limitaría el análisis del precio a fundamentos ubicados únicamente por el lado de la demanda, se incorpora la evolución de los stocks relativos al uso (consumo + exportaciones) como indicador de escasez relativa del mercado, lo cual permite contemplar el balance entre la oferta y la demanda de la oleaginosa (Schnepf, 2006). Así, además de reflejar la evolución de la demanda, incorpora los impactos por el lado de la oferta, como por ejemplo un efecto climático adverso, que quedaría capturado en la relación stock/uso (Baffes y Haniotis, 2016). Más aún, los precios de los granos pueden tornarse muy sensibles incluso a pequeños shocks de oferta durante períodos en los cuales los stocks declinan hasta niveles muy bajos (Wright, 2010). En términos más generales, un nivel de stocks ajustado puede alimentar la volatilidad del mercado (Carpantier, 2012).

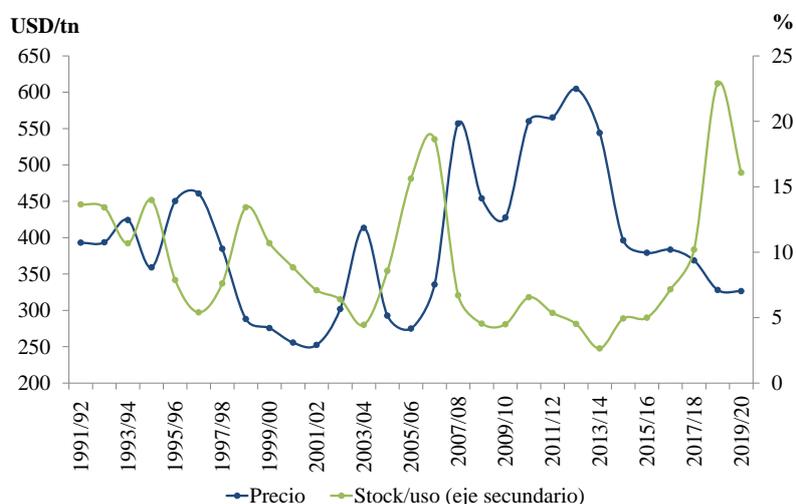
Más adelante se evalúa empíricamente la conveniencia de incluir el ratio stock/uso o bien una variable netamente de demanda, como podría ser un índice de actividad económica de los principales países demandantes de soja, dentro del conjunto de determinantes del precio fundamental de la oleaginosa.

Esto no constituye una dicotomía para Baffes y Dennis (2013), y Baffes y Haniotis (2016), que incorporan en su modelo de precio de commodities agrícolas tanto el ingreso real (medido a través del PIB de los países de “ingresos medios”) como la relación stock/uso. No obstante, los mismos Baffes y Haniotis (2013) explican que el efecto ingreso ya queda capturado por la relación stock/uso. Pero esta variable aparece rezagada un período en su estimación, para tener en cuenta un posible sesgo por simultaneidad con el precio. Entre los resultados, concluyen que el ingreso no tiene un efecto significativo sobre el precio; dado que esta variable sólo capta el efecto contemporáneo, si incide sobre el precio de los granos, lo hará solamente en forma rezagada a través de la relación stock/uso.

En realidad, el posible problema de simultaneidad entre el ratio stock/uso y el precio es más susceptible de aparecer en un modelo en frecuencia anual (la decisión de siembra acontece una vez al año), como el que estima el autor, y no en uno con frecuencia mensual, que es el que se propone este trabajo. Además, la relación stock/uso se incluye como variable explicativa para el período contemporáneo, por lo cual carece de sentido incorporar adicionalmente una variable específica de demanda, como un índice de actividad económica de los países principales países importadores. De todos modos, el modelo OLS dinámico estimado en este trabajo, siguiendo a

Bastourre et al. (2010), permite controlar la potencial simultaneidad entre la variable dependiente y los determinantes.

Gráfico 12. Precio CBOT (USD dic. 2019/tn) y relación stock/uso de soja en EE.UU. (%)
Período 1990/91-2019/20



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y USDA.

En el gráfico 12 se muestra la evolución del precio real de la soja en CBOT y los stocks finales de soja relativos al uso en EE.UU., estimados por la USDA para cada año comercial.

Puede observarse que en 2007/08 y durante los años 2010-2014 se verificó la etapa de precios más elevados de la serie estudiada, intermediados por una considerable caída en el marco de la crisis económica mundial. Aquellos años de precios altos coincidieron con los stocks relativos al consumo más bajos de la serie considerada, situación que se extendió por un período prolongado; en particular, la relación stock/uso llegó a un nivel crítico del 2,6% en 2013/14, la menor del registro histórico que arranca en 1960.

Naturalmente, los stocks relevantes como variable determinante del precio de los granos son aquellos pertenecientes a los principales países exportadores de soja, debido a que son los que se hallan disponibles para ser ofertados en el mercado mundial. Cuanto menores sean los stocks (relativos al uso) en los países oferentes, más estrecho resultará el balance entre la oferta y el uso en esos países y, por ende, mayor la presión alcista sobre los precios²⁹.

²⁹ En lo que respecta al mercado mundial de soja (o cualquier otro grano transado internacionalmente) y su precio, lo más relevante es el balance de oferta y uso en los principales países exportadores y no simplemente la relación stock/uso mundial (también reportada por la USDA), que podría ser otra variable a considerar. Esto obedece a que es la oferta de los países exportadores, naturalmente, la que se encuentra disponible en el mercado mundial. Por el contrario, una caída en la relación stock/uso de un gran país consumidor (China o Europa por ej.) dada una menor producción, un aumento del consumo, etc.; o bien un incremento del ratio stock/uso (debido a mayores importaciones por motivos precautorios, por ej.) no debería impactar por sí misma en el precio mundial, en tanto

Por otro lado, es esperable que sean las perturbaciones por el lado de la oferta las que generen variaciones más vertiginosas en el precio de la soja. Por ejemplo, cuando se trata de subas ante recortes sorpresivos de la producción. En cambio, las fluctuaciones por el lado de la demanda tienden a ser más paulatinas y esperables. Esto no impide que puedan verificarse algunos shocks de demanda no anticipados con cierta antelación, por ejemplo, ante el recorte sorpresivo en la oferta de algún producto directamente sustituto, que traslade parte de su demanda insatisfecha hacia el mercado de soja. O como ocurrió en el caso de los biocombustibles, que en un tiempo relativamente corto de tiempo volcaron una gran demanda adicional al mercado maíz (principalmente) y de soja, alentada por modificaciones normativas que requerían un aumento del corte obligatorio con etanol y biodiesel de los combustibles, tanto en EE.UU. como otros países. De todos modos, se trata de cambios menos drásticos, sorpresivos, en los precios que aquellos que pueden emanar de cambios drásticos en la estimación de la cosecha.

4.2.1. La soja y el petróleo

Existen varios canales a través de los cuales el precio del petróleo (y sus derivados) puede influir sobre la cotización de los granos. Por el lado de los costos, el petróleo entra en la función de producción de la mayoría de ellos (por. ej. a través de fertilizantes y combustible para las maquinarias), así como en el transporte de los productos. La demanda de granos para la producción de biocombustibles (sustitutos del petróleo) constituye otro canal de transmisión de precios (Baffes, 2007; Banco Mundial, 2016).

Por este motivo, algunos trabajos incorporan el precio del petróleo como variable explicativa del valor de los granos. Por ejemplo, Baffes y Haniotis (2016), que incluyen esta variable junto con la relación stock/uso, el PIB de países de ingresos medios (como proxy del ingreso real), el TCR de EE.UU. y la tasa de interés real como predictores del precio de la soja³⁰.

Sin embargo, no resulta conveniente agregar el precio de los combustibles como determinante del valor fundamental de la soja, por diversos motivos. En primer lugar, cualquier cambio en la

no implique una variación de la demanda en el mercado mundial. En suma, es la relación stock/uso en el país exportador la que refleja la holgura o estrechez en el balance de oferta y uso en el mercado mundial.

³⁰ Baffes (2007) estima el efecto del precio del petróleo sobre el valor de la soja, utilizando como controles la inflación y la tendencia lineal. Para el autor, como la mayoría de los commodities alimentarios poseen cosechas anuales, sólo sería relevante la frecuencia anual en la estimación (la decisión de siembra y de empleo de insumos se toma una vez al año). El problema de este argumento es que limita los efectos que ocasionan las fluctuaciones en el precio del petróleo al lado de la oferta de granos. Pero una variación del precio del petróleo puede repercutir en forma más o menos inmediata por el lado de la demanda de granos (para la elaboración de biocombustibles), afectando el balance de oferta y uso (la producción está dada hasta la siguiente campaña), y de esta forma, los precios.

demanda o en la oferta de soja generada por la producción de biocombustibles será captado por la relación stock/uso de la oleaginosa, como señalan los propios Baffes y Hanriotis (2016)³¹. Con relación al canal de transmisión vía costos, Wright (2010) explica que, por ejemplo, un aumento en el precio de los combustibles afectará la producción solamente si los productores recortan el uso de fertilizantes, resultando en menores rindes. Y, aun así, un escenario de menor cosecha se reflejará también en el ratio stock/uso. El mismo argumento vale para la incidencia del precio del petróleo en el costo de transporte de la producción. Un aumento del mismo al interior del país exportador (por ejemplo, para el traslado de la mercadería desde zonas alejadas al puerto), que recorte la rentabilidad de la soja, debería generar una reducción de la oferta para repercutir en el precio de la oleaginosa. Del mismo modo, un incremento en el costo del transporte internacional que encarezca el producto en el país importador (por el mayor precio del flete) tendrá que provocar una disminución de la demanda para incidir en el precio de la soja.

Adicionalmente, existe una elevada correlación entre el precio de la soja y la cotización del petróleo³². Esta podría deberse no sólo a los canales de transmisión antes mencionados, sino también a la existencia de determinantes macroeconómicos comunes (valor real del dólar, tasa de interés). Esta hipótesis será evaluada empíricamente más adelante, cuando se estime también el precio fundamental del petróleo (además se estima el valor fundamental del maíz). Si las citadas variables macroeconómicas tienen relevancia estadística en ambos casos, esto podría acarrear problemas de multicolinealidad en el modelo de precio de la soja.

4.3. Comovimiento de la soja con otros granos y commodities

Durante el período analizado (1991-2019) se verifica una fuerte correlación del precio de la soja con la cotización de otros commodities. Previsiblemente, el comovimiento más estrecho se constata con otros granos y derivados, entre ellos, el maíz, el trigo y el aceite de soja (ver tabla 6). El aceite de soja es un derivado que se obtiene conjuntamente con los pellets;

³¹ Una dinámica posible, entre tantas otras, podría ser la siguiente. Un aumento en el precio del petróleo encarece este producto, generando mejores condiciones para la sustitución por biocombustibles; por ende, se vuelca una demanda adicional al mercado de soja para la fabricación de biodiesel. Si esta demanda repercute disminuyendo los stocks relativos al consumo, debería existir una presión al alza en el precio de la soja. Posteriormente, al momento de tomar las decisiones de siembra, los productores evaluarán la conveniencia de llevar a cabo una mayor implantación de soja, comparando costos y precios con relación a otros granos sustitutos como el maíz; el clima terminará de definir el volumen de la cosecha. Un aumento en la producción que devuelva los stocks a niveles más altos constituirá un factor bajista para el precio desde el lado de la oferta.

³² Se verifica una correlación de 0,63, calculada en frecuencia mensual para el período 1991-2019 (que es el considerado en este trabajo para la estimación del precio de la soja), considerando los precios en términos reales (deflactados por el IPC de EEUU).

lógicamente estará seriamente relacionado con el precio de su materia prima³³. En cuanto al maíz, se trata de un producto sustituto de la soja: en la producción, dado que compite con la oleaginosa por el área sembrada, y en el uso, tanto para consumo humano (centralmente aceite) como alimento para ganado (pellets de soja). El vínculo de la soja con el trigo es menos directo: ambos cultivos se siembran en distintas épocas del año y, de hecho, suelen ser complementarios, como es el caso del esquema trigo-“soja de segunda”, ampliamente difundido en Argentina; por otro lado, es un sustituto más costoso para la alimentación animal³⁴. El menor coeficiente de correlación del trigo con la soja refleja esta relación menos estrecha, aunque igualmente elevada.

Tabla 6. Correlación del precio de la soja con otros commodities (USD dic. 2019)

	1991-2019	1991-2004	2005-2019
Alimenticios			
Aceite soja	0,88	0,83	0,87
Maíz	0,87	0,80	0,87
Trigo	0,79	0,71	0,79
Energéticos			
Petróleo	0,63	-0,26	0,78
Gas	0,56	-0,23	0,58
Metales			
Cobre	0,60	0,45	0,49
Aluminio	0,13	0,30	0,07
Metales preciosos			
Oro	0,64	0,68	0,59
Plata	0,68	0,33	0,71

Nota: La correlación se calculó sobre los precios medidos en términos reales (deflactados por el IPC de EE.UU.).

Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y FMI.

Asimismo, existe una significativa correlación con el precio del petróleo y, en menor medida, del gas. En el punto anterior se repasaron los canales a través de los cuales el precio del petróleo puede incidir sobre la cotización de la soja (insumos, biocombustibles). Del mismo modo, el gas también entra como insumo en la función de producción de la oleaginosa, a la vez que los biocombustibles pueden actuar como sustitutos de aquel. Naturalmente, existe una fuerte correlación entre el precio del petróleo y del gas, productos que en muchos casos pueden ser sustitutos.

³³ Nótese que aquí no se evalúa causalidad.

³⁴ Esto no quita que durante algunos períodos, la escasez relativa y la escalada en el precio del maíz hayan motivado una significativa sustitución del mismo por trigo, contribuyendo a difundir la suba de precios también hacia este cereal.

También se verifica un importante comovimiento entre la soja y algunos metales seleccionados para este análisis, como el cobre, el oro y la plata; mucho menos relevante resulta la correlación con el aluminio. Pero en estos casos no existen vínculos de complementariedad, sustituibilidad u otros canales directos de transmisión de precios (insumos en la producción, transporte) que justifiquen esta dinámica conjunta.

Según explican Baffes y Haniotis (2010), muchos autores encuentran que esta correlación entre diversos tipos de commodities se debe a la existencia de fundamentos comunes, y no a ineficiencias de mercado como sostenía Granger (1986). Más específicamente, pueden pesar variables macroeconómicas como el valor real del dólar y la tasa de interés, además de los canales previamente mencionados para algunos grupos de commodities. Por su parte, algunos autores (Tang y Xiong, 2012; Bonato, 2015) sostienen que el fenómeno conocido como financiarización de los commodities aumentó el comovimiento entre productos no relacionados, es decir, que no son complementarios ni sustitutos en la producción o el consumo. Vansteenkiste (2009) rechaza esta hipótesis, concluyendo que la correlación respondería primordialmente a la existencia de fundamentos macroeconómicos comunes.

En la tabla 6 se particiona la muestra en dos períodos a los fines de analizar si se incrementa la correlación del precio del poroto de soja con otros commodities a partir de la mayor participación del capital financiero, ajeno a la producción o el consumo de esos productos, en los mercados de derivados. Así, en el período 2005-2019 se eleva el coeficiente de correlación con el aceite de soja y los granos seleccionados. Particularmente notable es el aumento del comovimiento con el petróleo y el gas, que contraintuitivamente exhibían un coeficiente negativo en el período previo. En cuanto a los metales, el comportamiento es mixto. Se incrementa fuertemente la correlación de la soja con el cobre y la plata, pero disminuye respecto del oro. Y cae más drásticamente en el caso del aluminio (ya era bastante débil antes), hasta volverse virtualmente nula.

Para Frankel y Rose (2010), resulta imposible ignorar la influencia de los factores macroeconómicos, dado el altísimo grado de comovimiento que exhibieron los precios de las commodities en diversos momentos en la historia, por ejemplo, durante las décadas del 70 y del 2000. Tampoco podría ser una “coincidencia” que casi todos los precios de las commodities hayan crecido simultáneamente y experimentado un pico durante el período 2003-2008. Al respecto, enumeran tres hipótesis que intentan dar cuenta de esa dinámica. En primer lugar, la referida al fuerte aumento de la demanda global, derivada del rápido crecimiento de China,

India y otros países que ganaron un notable protagonismo en la economía mundial; la segunda explicación reside en el rol de la especulación como factor desestabilizante del mercado de las commodities, en ausencia de fundamentos que justifiquen semejantes subas; el restante argumento -menos popular que los anteriores- sostiene que la política monetaria expansiva, mediada por tasas de interés bajas, contribuyó al aumento en el precio de las commodities.

La evidencia de un elevado comovimiento del precio de la soja, no sólo con otros granos, sino también con diversas clases de commodities, implica que un análisis limitado únicamente a fundamentos intrínsecos del mercado de la oleaginosa resultaría insuficiente para contemplar cabalmente la determinación de su precio de equilibrio de largo plazo. De esto se desprende la necesidad de explorar otras variables explicativas a nivel macroeconómico. En ese sentido, se consideran el valor del dólar y la tasa de interés medidos en términos reales como posibles determinantes del precio fundamental de la soja. En cuanto a las demás hipótesis repasadas por Frankel y Rose (2010), el crecimiento de la demanda mundial de commodities (en particular de la soja en lo compete a este trabajo) liderada por China debería quedar capturada en la relación stock/uso, como se explicó con anterioridad, mientras que la hipótesis de la burbuja especulativa queda excluida del conjunto de variables fundamentales en la ecuación de largo plazo.

El valor real del dólar y la tasa de interés real también se incluyen como determinantes del precio del maíz y del petróleo en los modelos que se estimarán luego, con el objetivo de validar empíricamente su relevancia como fuente de comovimiento entre el precio de la soja y estos commodities.

4.4. Valor real del dólar

En el mercado de la soja - como en el de otros commodities- se verifica una fuerte correlación entre su cotización medida en términos reales³⁵ y el valor real del dólar. Al respecto, puede considerarse el TCRM de EE.UU.³⁶ como medida del valor real del dólar, definido de modo tal que sube cuando la moneda estadounidense se aprecia. Cabe mencionar que existe una amplia bibliografía que desde hace varias décadas ha estudiado este vínculo entre el valor real del dólar

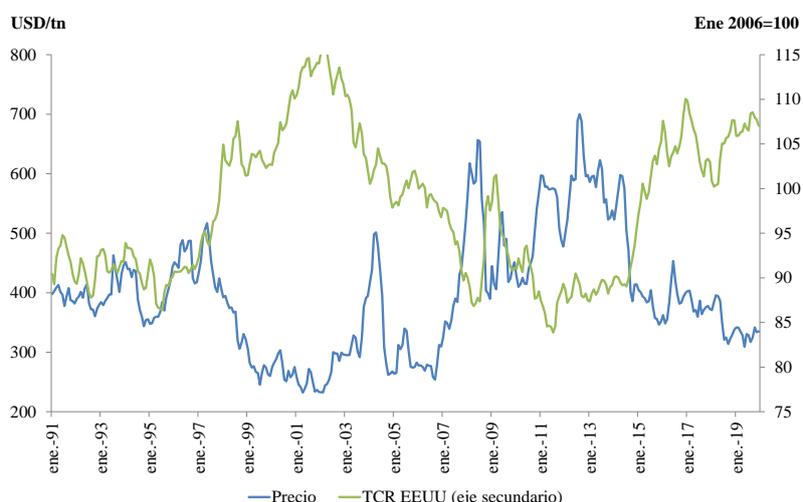
³⁵ Descartando la inflación de EE.UU. Esto es, deflactando el precio de la soja en el mercado de CBOT (principal referencia de la cotización de la oleaginosa a nivel mundial) por el índice de precios al consumidor de EE.UU.

³⁶ El tipo de cambio real multilateral mide el precio relativo de los bienes y servicios de una economía (en este caso la estadounidense) con respecto a los de un grupo de países con los cuales se realizan transacciones comerciales. Se considera el TCRM en su versión amplia.

y el precio de las commodities (Rindler y Yandler, 1972; Dornbusch, 1985; Reinhart y Borensztein 1994; Clements y Manzur, 2001; Hatzsenbueheler et al., 2016).

Las explicación más usual acerca de una relación causal³⁷ entre ambas variables reside en que el precio de las commodities generalmente se encuentra nominado en dólares; cuando la moneda estadounidense se deprecia en términos reales, aumenta el poder adquisitivo de los países importadores, incentivando su consumo y, por ende, incidiendo positivamente en su precio (Trostle, 2008; Alexandratos, 2008; Baffes y Haniotis, 2010; Banco Mundial, 2016)³⁸. Sin embargo, también se ha señalado que los precios de los commodities han aumentado fuertemente independientemente de la moneda en la que estuvieran nominados (Fawley y Juvenal, 2011).

Gráfico 13. Precio soja CBOT (USD dic. 2019/tn) y TCR EE.UU. (enero 2006=100)
Período enero 1991-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y Reserva Federal de St. Louis.

4.5. Tasa de interés real

La literatura económica brinda una serie de razones por las cuales la tasa de interés real influye sobre el precio de los commodities. Frankel (2006) sostiene que una suba de la tasa de interés reduce la demanda o eleva la oferta de commodities, debido a que incrementa el incentivo para extraer o producir en el presente en lugar de esperar al futuro; reduce el incentivo de las firmas para mantener inventarios; y alienta a los capitales especulativos a salir de los contratos a futuro

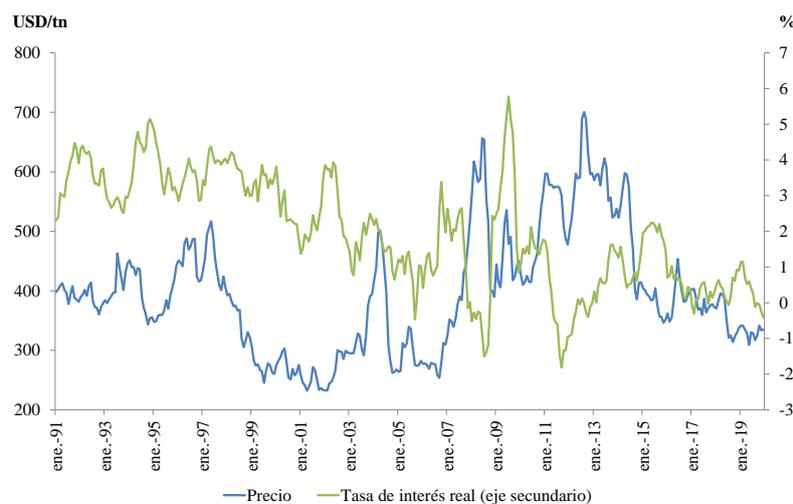
³⁷ Correlación no necesariamente implica causalidad.

³⁸ Trostle (2008) remarca que EE.UU. es en sí mismo un gran oferente de commodities agrícolas, con lo cual la depreciación del dólar reduce el costo de estos commodities para los importadores, aumentando las compras a EE.UU. e incrementando así la presión sobre los precios de dichos productos en ese país. Dado el rol formador del precio de la soja (y otros granos) por parte de EE.UU., es razonable esperar que un cambio en el valor real del dólar tenga efectos adicionales en los precios a nivel mundial (Alexandratos, 2008).

en los mercados de commodities y adquirir activos considerados más seguros, como los bonos del Tesoro estadounidense. De ese modo, dichos mecanismos operan a favor de un descenso en el precio de los commodities. Naturalmente, una disminución en la tasa de interés tendrá el efecto contrario.

Por otra parte, una tasa de interés más baja se asocia muchas veces con la expectativa de una mayor inflación, especialmente durante períodos de auge económico (Huntington et al., 2012), con lo cual la demanda de commodities almacenables (o aquellos que disponen de contratos de futuros) puede actuar como cobertura al respecto. Así, un incremento de la inflación esperada puede alentar la demanda de commodities como mecanismo de cobertura, contribuyendo a aumentar su precio en términos reales en el presente (Calvo, 2008). Esta es otra vía posible por la cual un contexto de tasas de interés bajas puede favorecer una suba en el precio de los commodities.

Gráfico 14. Precio soja CBOT (USD dic. 2019/tn) y tasa de interés real* (%)
Período enero 1991-diciembre 2019



(*) Rendimiento real del Bono del Tesoro (EE.UU.) a 10 años.
Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y Reserva Federal de St. Louis.

Un argumento menos intuitivo lo brindan Baffes y Haniotis (2016). Según el autor, si bien existe un amplio consenso en la literatura acerca de la relación inversa entre la tasa de interés y el precio de los granos, que opera por el lado de la demanda, también podría ocurrir, por ejemplo, que una baja en la tasa de interés y, por ende, en el costo del capital, incentive una mayor producción. De esta forma, un descenso en la tasa de interés no necesariamente afectaría el precio de los commodities, debido a que podría haber un efecto compensación por aumentos tanto de la demanda como de la oferta.

Frankel (2008) sostiene que el boom de precios de commodities acontecido en 2007-2008 estuvo directamente ligado al contexto de política monetaria laxa y tasas de interés reales muy bajas en EE.UU., a través de los tres mecanismos explicados previamente. Al mismo tiempo, desecha lo que él denomina la “explicación popular” basada en el rápido crecimiento mundial liderado por China.

Según Krugman (2008), para ser válido el argumento de Frankel, tendrían que haber aumentado los inventarios de los granos, ya que las tasas de interés bajas incentivarían un comportamiento proclive al almacenamiento, a la espera de un precio más elevado, cuando en la realidad se comprobó lo contrario. La misma cuestión es señalada por Wright (2010): una tasa de interés baja debería alentar la acumulación de stocks, los cuales tenderán a ser un factor estabilizador de los precios a medida que crecen.

No obstante, nótese que una reducida o nula acumulación de stocks no invalida los otros canales mencionados a través de los cuales la tasa de interés puede incidir en el precio de los commodities. A saber, incentivando a los fondos especulativos a reemplazar activos líquidos de menor rendimiento (por ejemplo, bonos del Tesoro estadounidense) por inversiones más riesgosas en los mercados de futuros de commodities, y como cobertura ante una mayor inflación esperada.

Un contexto de tasas de interés bajas también puede contribuir a generar burbujas en los mercados de futuros de commodities, al disminuir el costo de financiamiento de los fondos especulativos (Gracia, 2006).

4.5.1. Componente especulativo y stocks

Krugman (2008) también desecha la posibilidad de una burbuja especulativa³⁹ como factor explicativo de la suba de precios de los granos en 2008, con el mismo argumento utilizado para rechazar el punto de vista sostenido por Frankel en torno a la tasa de interés: si se trata de un commodity almacenable, la expectativa de una suba de precios podría generar una retracción de la oferta y una variación de stocks positiva, provocando un aumento de precios en el presente; acumulación de inventarios que no se verificó en la práctica. Para el autor, el argumento según el cual la suba de precios de los commodities fue motorizada por las tasas de interés reales bajas y el que se basa en la existencia de una burbuja especulativa no son mutuamente excluyentes.

³⁹ De acuerdo a Frankel y Rose (2010), puede definirse a la “especulación”, en este caso, como la compra de commodities -ya sea en forma física o mediante contratos transados en un mercado financiero- con el objetivo de anticipar una ganancia financiera al momento de la reventa.

Por ejemplo, podría darse una situación en la cual una baja en las tasas de interés inicia el movimiento alcista en los precios y el accionar de los inversores especulativos lo magnifica. Pero la falta de acumulación de inventarios invalidaría ambas hipótesis.

Al igual que Krugman, Irwin (2009) sostiene que los inventarios de la soja y otros productos tendrían que haber crecido, en lugar de caer fuertemente, de haber existido una burbuja durante el boom de precios de 2008. No obstante, su argumento difiere del ofrecido por Krugman: la presencia de una burbuja elevaría la cotización del producto por encima del precio de equilibrio, generando un exceso de oferta y, por ende, un aumento de los inventarios.

Para Calvo (2008), en cambio, la inexistencia de stocks elevados no necesariamente contradice el argumento acerca del posible rol del capital especulativo detrás del pico (relativo) de precios en 2008. Si la demanda de commodities es inelástica (lo cual sería válido en el corto plazo para los granos), la acumulación de stocks por parte de los especuladores provocará un aumento del precio, que crecerá hasta un punto en el cual desalentará esta conducta. Por otro lado, la inelasticidad de la demanda de granos también daría respuesta al planteo de Irwin (2009), dado que validaría parcialmente⁴⁰ la suba de precios. Sin embargo, tanto este argumento como el brindado por Calvo explicarían la falta de acumulación de stocks, pero no la caída que registraron durante el ciclo alcista de precios de 2008.

Al margen del debate en torno a la cuestión especulativa, no hay contradicción entre una suba del precio de la soja (y los granos en general) con una situación de stocks bajos o en caída. Como se explicó más arriba y se demuestra empíricamente más adelante, existe una relación inversa entre los inventarios de la soja (más concretamente, el ratio stock/uso) y su precio: cuanto más baja sea dicha relación, menor es la oferta con relación a la demanda, y mayores los precios requeridos para racionar la oferta disponible (Martin, 2012). Más aún, un contexto de stocks bajos también puede alentar un aumento de las compras por motivos precautorios, contribuyendo a exacerbar la suba de precios⁴¹. Las estadísticas muestran que a partir de 2008/09, en el marco de un balance de oferta y uso de soja crecientemente estrecho en EE.UU.,

⁴⁰ Si fuera totalmente inelástica, hecho muy poco probable, la validaría de modo total.

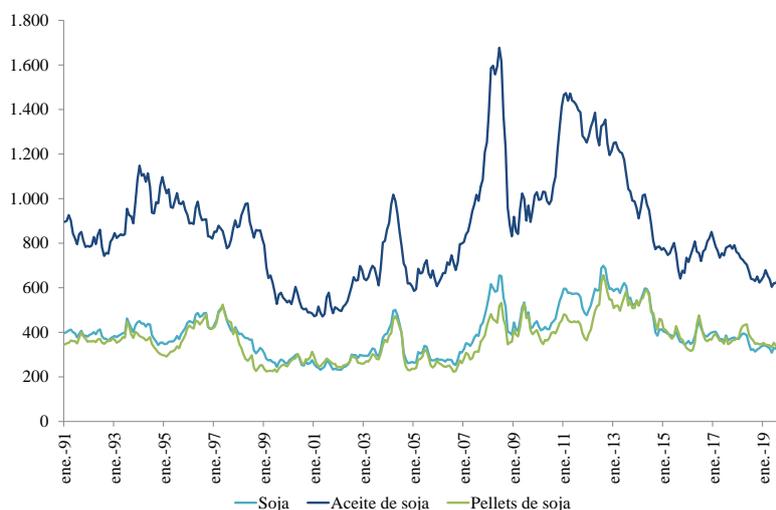
⁴¹ Trostle (2008) afirma que el contexto de stocks bajos de granos hacia 2007 (en particular, de soja y maíz), generado por cosechas magras a nivel mundial, creó en el mercado mundial un clima caracterizado por la incertidumbre en los países importadores acerca de la futura oferta disponible, que los llevó a acelerar las compras. A pesar de que los precios de la soja y del maíz subieron fuertemente, los volúmenes importados se incrementaron aún más. De igual modo, Fawley y Juvenal (2011) sostienen que los stocks preexistentes son una fuente de estabilidad del mercado de granos; cuando estos son bajos, el mercado se encuentra menos apto para absorber recortes por lado de la oferta o aumentos inesperados de la demanda, con lo cual la presión al alza de los precios es mucho más fuerte.

comenzó una gran acumulación de stocks de la oleaginosa por parte de China, aún en períodos de fuerte suba de precios, presumiblemente por motivos precautorios, en función de la seguridad alimentaria del país asiático.

5. Precios relativos de los productos del complejo soja

Este trabajo se propone estimar el precio fundamental de la soja, con lo cual escapa al objetivo planteado un análisis detallado de la evolución del precio de los derivados de la oleaginosa. Hecha esta aclaración, se realizan algunas observaciones en torno a la evolución de los precios relativos de los productos del complejo sojero.

Gráfico 15. Precio real (USD dic. 2019/tn) de los productos del complejo soja en CBOT
Período enero 1991-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg.

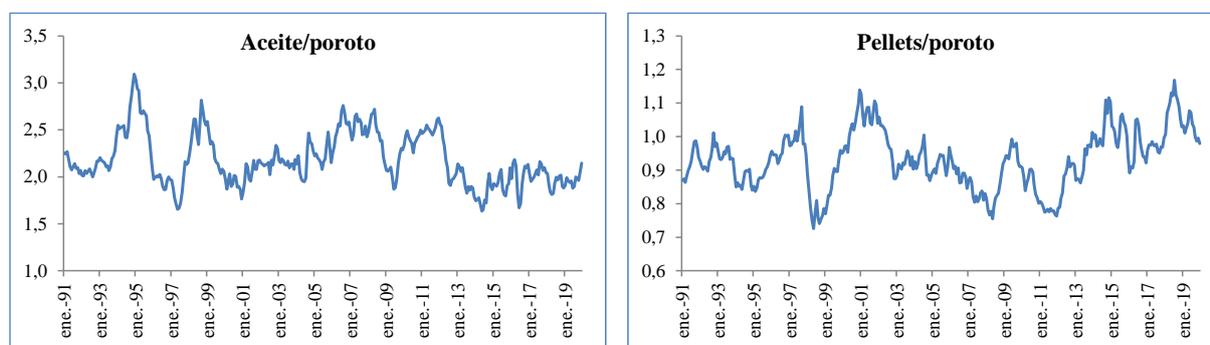
El primer hecho -esperable- a destacar es que a lo largo del período analizado se observa una altísima correlación entre el poroto de soja y los pellets en el mercado de CBOT (0,93), y algo inferior con relación al aceite (0,88), lo cual no requiere demasiada explicación; ambos productos son derivados del poroto de soja. En este marco, la dirección causal entre los precios de los distintos productos del complejo no necesariamente será única. Por ejemplo, un aumento de la demanda mayor al previsto inicialmente (entre cosechas) podría corresponder al poroto de soja, debido a un incremento en las compras desde China; al aceite, por una mayor demanda para biocombustibles; o a los pellets, debido a un incremento en las compras desde Europa o Medio Oriente. De todos modos, el grueso del volumen (y del valor) comercializado a nivel mundial corresponde al poroto de soja (65% en las última cuatro campañas), que además ha exhibido la demanda más dinámica, comandada por China.

Sea cual fuere el producto cuya demanda crece, esta debería repercutir en todos los productos del complejo, aunque probablemente lo haga en forma desigual. Es decir, el origen del shock de demanda, además de elevar los niveles de precios de todos los productos (como confirma la elevada correlación), también puede alterar los precios relativos. Recuérdese que la oferta muestra cierta segmentación en cuanto al producto volcado al mercado; tanto EE.UU. como Brasil exportan la soja predominantemente sin procesar, en tanto que Argentina lo hace primordialmente bajo la forma de aceite y pellets.

Perturbaciones o eventos no anticipados por el lado de la oferta, como una sequía, también incidirán de modo desigual sobre los precios del complejo. Nuevamente, no significará lo mismo en términos de precios relativos un recorte de la cosecha en EE.UU. que en Argentina, debido a la forma primordial bajo la cual exportan la soja (poroto sin procesar o derivados).

En el gráfico 16 se muestran los precios relativos del aceite y de los pellets con relación al poroto de soja. En el período analizado, este ratio ha sido en promedio de 2,19 para el aceite y de 0,93 para los pellets. Por otro lado, estas series no han estado exentas de una importante volatilidad.

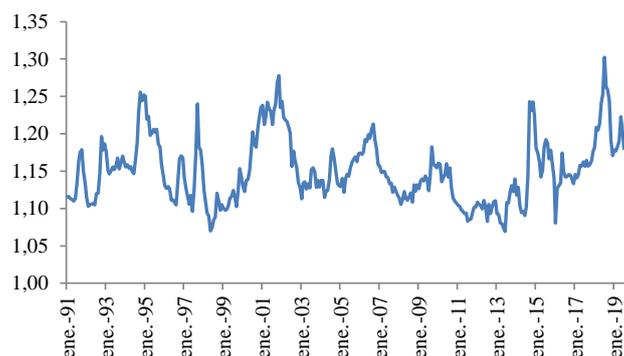
Gráfico 16. Precio relativo de los productos del complejo soja en CBOT
Período enero 1991-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg.

En el gráfico 17 se muestra el precio relativo de los derivados en forma conjunta respecto del poroto, tomando la cotización de cada producto en el mercado de CBOT y teniendo en cuenta que cada tonelada de poroto de soja rinde en promedio 0,19 toneladas de aceite y 0,79 de pellets en EE.UU. Durante el período considerado (1991-2019), el valor obtenido de la molienda excede, en promedio, en un 15% al precio del poroto de soja.

Gráfico 17. Precio relativo derivados/poroto soja en CBOT
Período enero 1991-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg.

Se puede verificar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre los precios de los productos del complejo sojero. La forma más sencilla de efectuar este análisis consiste en comprobar la estacionariedad del precio relativo de los derivados respecto del poroto. Al observar los gráficos de las series, los precios relativos no aparentan ser estacionarios cuando se los considera por separado, pero sí parecieran serlo si se los toma conjuntamente. No obstante, los tests DF aumentados se pronuncian en todos los casos a favor de la estacionariedad de las series de precios relativos.

Adicionalmente, se recurre al test de Johansson para evaluar si existe cointegración⁴² entre el poroto, el aceite y los pellets. Este test cuenta con una serie de ventajas respecto del procedimiento de Engle y Granger⁴³. Previamente, se constata que los precios del aceite y de los pellets son variables no estacionarias integradas de orden 1, al igual que el poroto. Como resultado, el test encuentra dos ecuaciones de cointegración a un nivel de confianza del 95%.

Volviendo a la cuestión de los precios relativos del complejo soja, un claro ejemplo del efecto diferencial que pueden tener algunos shocks de oferta lo constituye la dinámica de la cosecha de soja en Argentina. En las últimas dos décadas, Argentina padeció drásticos recortes de la

⁴² El concepto de cointegración se refiere a una combinación lineal entre variables no estacionarias, integradas del mismo orden, que resulta ser estacionaria. En ese caso, se concluye que existe una relación de largo plazo entre las variables no estacionarias y las desviaciones respecto de esa relación son temporarias.

⁴³ El procedimiento de Engle y Granger posee una serie de inconvenientes (Enders 2010). Entre ellos, la estimación de la regresión de equilibrio de largo plazo requiere ubicar a una de las variables como independiente y las restantes como regresores en el lado derecho de la ecuación. En muestras cortas, las conclusiones del test de cointegración dependen del lado de la ecuación en el que se ubican las variables. Por otro lado, el procedimiento se basa en un estimador de dos etapas, lo cual puede inducir un problema de arrastre de errores de una etapa a la otra. Por último, cabe destacar que en tests que incluyen más de dos variables –aunque este no es el caso– puede haber más de una relación de cointegración; sin embargo, el método de Engle y Granger no posee un procedimiento sistemático para separar la estimación de los múltiples vectores de cointegración. El test de Johansen, por su parte, supera esos problemas, dado que trata a todas las variables en forma simétrica, evita el uso de un estimador en dos etapas y puede estimar la presencia de múltiples vectores de cointegración.

cosecha de soja en tres oportunidades, provocados por eventos de gran escasez hídrica que afectaron las campañas 2008/09, 2011/12 y 2017/18. Sin pretender brindar una explicación general acerca de la evolución del precio relativo pellets/poroto, puede notarse que durante esos tres episodios se produjo un significativo incremento del mismo, es decir, un encarecimiento relativo del valor de los pellets con relación al poroto en CBOT (ver tabla 7). Esto no debería sorprender, dado que Argentina es el principal exportador mundial de este producto, responsable de un 45% de la oferta global en ese período.

Tabla 7. Mercado de soja en Argentina y precio relativo pellets/poroto en CBOT

	Producción	Expo poroto	Molienda	Precio pellets/poroto
	Millones tn			
2005/06	40,5	7,1	32,7	0,89
2006/07	48,8	12,1	36,0	0,83
2007/08	46,2	11,8	31,9	0,81
2008/09	32,0	3,5	28,6	0,95
2009/10	54,5	13,7	39,2	0,86
2010/11	49,0	10,4	37,5	0,78
2011/12	40,1	6,1	30,7	0,88
2012/13	49,3	7,8	35,0	0,92
2013/14	53,4	7,4	38,5	1,01
2014/15	61,5	11,7	45,1	1,01
2015/16	58,8	9,0	43,0	0,97
2016/17	55,0	7,2	40,9	0,97
2017/18	37,8	3,8	36,4	1,09
2018/19	55,3	9,9	42,6	1,02

Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y USDA.

El precio relativo pellets/poroto en CBOT saltó de 0,81 a 0,95 en 2008/09, de 0,78 a 0,88 en 2011/12, y de 0,97 a 1,09 en 2018/19. Con cada recuperación posterior de la cosecha argentina, el precio relativo retornó a un nivel más bajo, excepto luego de la campaña 2011/12, cuando se mantuvo sostenidamente en un nivel más alto⁴⁴, hasta el nuevo salto verificado en 2018/19 a causa de la merma en la producción. Nótese que en los años comerciales correspondientes a dichas campañas -especialmente en 2008/09 y 2017/18- se produce una caída (relativa) mucho mayor en las ventas externas del poroto de soja que en el grano enviado a molienda, cuyo destino fundamental es también la exportación (más del 90% de la producción en el caso de los pellets). Evidentemente, el aumento del precio relativo de los pellets ha operado en Argentina como un mecanismo para desincentivar las exportaciones del poroto a favor de la molienda, de la cual se obtendrán los pellets, cuyo abastecimiento global depende principalmente de nuestro

⁴⁴ El análisis de las causas detrás de este nuevo nivel más elevado sostenido durante todos estos años escapa a los límites de este trabajo.

país. Esta dinámica también marca la importancia de Argentina en el comercio global del complejo soja, debido a que este cambio de precios relativos opera no sólo a nivel local, sino que alcanza a las cotizaciones en CBOT, principal mercado de referencia mundial.

6. Estimación del modelo empírico

El modelo empírico propuesto en este trabajo se estima a partir de datos con frecuencia mensual para el período que abarca desde enero de 1991 hasta diciembre de 2019. El período elegido se ajustó a la disponibilidad de los pronósticos de la relación stock/uso reportados por la USDA, variable que se comenta en breve.

La variable a explicar en este modelo es el precio internacional de la soja medido en términos reales. Para ello se optó por el precio de la soja en el mercado de CBOT, la principal cotización de referencia de la oleaginosa a nivel mundial, tomando la serie de contratos más cercanos, que es la que mejor se aproxima al concepto de precio *spot* en el mercado de futuros. Para expresarla en términos reales, esto es, descontar el efecto de la inflación, se deflactó la serie por el índice de precios al consumidor (IPC) de EE.UU. Las series de precios de la soja (primer futuro) y del IPC de EE.UU. fueron obtenidas de Bloomberg y de la página web de la Reserva Federal de St. Louis, respectivamente.

En cuanto a los determinantes del precio de equilibrio de largo plazo de la soja, en el modelo se incluyó la relación stock/uso de la oleaginosa en EE.UU., el TCRM de EE.UU. y una tasa de interés real relevante a nivel internacional.

En pos de incorporar la **relación stock/uso** se tomó la evolución de la proyección del stock final relativo al uso de cada año comercial en EE.UU., que surge de los pronósticos que realiza la USDA con frecuencia mensual en su informe WASDE para los stocks, las exportaciones y la molienda, entre otros datos referidos al balance de oferta y uso.

El precio de la soja a estimar en este trabajo es la cotización *spot* (primer futuro de CBOT). Por lo tanto, este se encuentra influenciado centralmente por el balance de oferta y uso del año comercial en curso y no por el del siguiente período, que en todo caso tendrá su reflejo en las posiciones futuras del mercado de CBOT.

Recuérdese que en EE.UU., según lo estipula la USDA, el año comercial correspondiente a cada campaña de soja abarca de septiembre hasta agosto del año siguiente; por ejemplo, el año comercial de la campaña 2009/10 se extiende de septiembre de 2009 hasta agosto de 2010. Por

consiguiente, en junio de 2010, el pronóstico del ratio stock/uso realizado por la USDA, relevante para el precio *spot* de ese mes, corresponderá al año comercial 2009/10 (proyección del stock final para agosto de 2010, último mes del año comercial 2009/10, relativo al uso total de este período). En cambio, el ratio stock/uso proyectado por la USDA en septiembre de 2010, relevante para el precio *spot* de ese mes, ya corresponderá al ciclo 2010/11 (proyección del stock final para agosto de 2011 relativo al uso total del año comercial 2010/11).

Una cuestión básica que debe cumplirse es que los agentes económicos deben creer (al menos en líneas generales) en las proyecciones de la USDA (independientemente de que luego se verifiquen). Por otra parte, la frecuencia mensual del modelo puede generar limitaciones en su bondad de ajuste: algunas noticias pertinentes para el balance de oferta y uso pueden impactar rápidamente en el precio, mientras faltan aún varios días para que la USDA lo refleje en su nueva proyección mensual.

De todos modos, un modelo estimado con datos mensuales resulta una opción ampliamente superadora frente a uno en frecuencia anual, como proceden algunos trabajos (Baffes y Haniotis, 2016; Banco Mundial, 2016) que utilizan el ratio stock/uso observado del período, perdiéndose de incorporar la mayor variabilidad que pueden brindar los datos mensuales y, por ende, restándole capacidad explicativa al modelo. Más aún, un modelo mensual permite la estimación del precio fundamental de la soja en dicha frecuencia, aumentando su relevancia para la toma de decisiones de política económica.

Por cuestiones de confiabilidad y compatibilidad de la información se utilizaron las estimaciones de la USDA para EE.UU. y no a nivel mundial. Hubiera sido deseable poder contemplar también la relación stock/uso en Brasil (consolidado como primer exportador mundial desde hace nueve años) y en Argentina, que son los principales abastecedores de soja en el mercado mundial durante los meses abril-septiembre, período comercial que sigue a la cosecha del hemisferio sur. De esta forma, la cosecha sudamericana cobra un rol central en la formación del precio de la soja a nivel internacional durante ese período. Por su parte, en octubre-marzo la principal oferta en el mercado mundial proviene de EE.UU., y el desempeño de la cosecha en ese país adquiere gran significancia en la formación del precio en ese lapso (Choe et al., 2019). No obstante, la inclusión de los países sudamericanos presenta dos problemas básicos. El primero es que se trata de estimaciones con menor sustento empírico, y

por tanto, mucho menos confiables⁴⁵. El segundo obedece a un problema de compatibilidad de la información; los stocks de soja en EE.UU. proyectados por la USDA para el fin de cada año comercial corresponden al mes agosto, mientras que en el caso de Brasil y Argentina refieren al mes de marzo del año siguiente⁴⁶. El período correspondiente a los usos también difiere: septiembre-agosto en EE.UU. y abril-marzo en Brasil y Argentina. Dados los distintos períodos de cosecha (marzo/abril en el hemisferio sur, septiembre/octubre en el norte), el efecto de ambas regiones en los precios está de algún modo segmentado durante el año; prevaleciendo en la primera parte del año la cuantía de la oferta en el sur y en la segunda mitad la soja disponible en el norte. Considerar la relación stock/uso de los tres países en forma agregada diluiría el efecto específico de cada región en los precios⁴⁷. Peor aún sería tomar la relación stock/uso mundial y no de los principales países exportadores, por los motivos apuntados más arriba (lo relevante para el precio internacional es la oferta disponible de los principales países exportadores en el mercado mundial, y no de cualquier país)⁴⁸. Por consiguiente, se descartó utilizar la estimación de la relación stock/uso de los principales países exportadores.

De todas formas, EE.UU. constituye un muy buen reflejo de la situación del mercado mundial de soja, por haber sido durante la mayor parte del período analizado el primer exportador global de la oleaginosa, así como el principal mercado de referencia mundial para su precio. Además, los stocks relativos al uso en EE.UU. reflejarán, indirectamente, el balance de oferta y uso en Brasil y Argentina. Por ejemplo, una mala cosecha en el hemisferio sur, abastecedor mundial crítico durante el período abril-septiembre, trasladará (ceteris paribus) demanda naturalmente satisfecha por esa región en dicho período hacia EE.UU., estrechando el balance de oferta y uso en el país del norte.

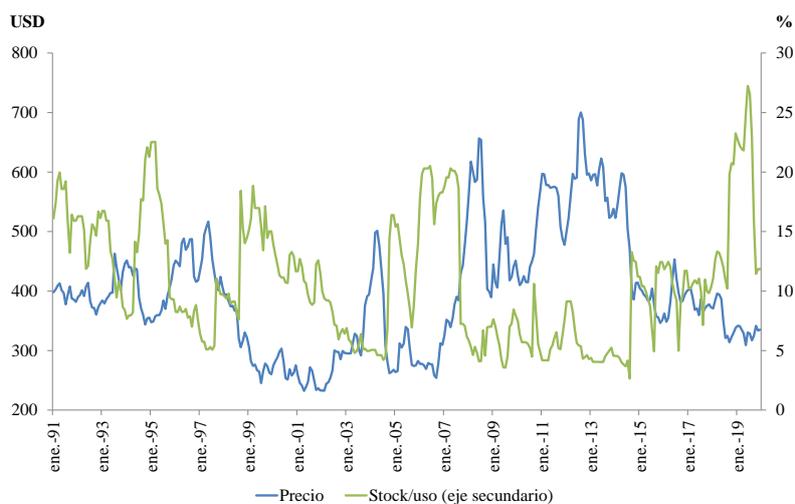
⁴⁵ Por ejemplo, para la Argentina no existe información oficial -al menos disponible- sobre nivel de stocks de soja, ya sea en manos de los productores o de la industria, sino que a lo sumo pueden realizarse cálculos muy aproximados de la variación de stocks en cada campaña. En cambio, la USDA releva trimestralmente la disponibilidad de stocks de los distintos granos en EE.UU.

⁴⁶ En el caso de Argentina y Brasil, la cosecha de soja se inicia a mediados de marzo, y el año comercial de la USDA abarca de abril a marzo; por ejemplo, el año comercial 2018/19 abarca de abril de 2019 a marzo de 2020.

⁴⁷ La USDA también reporta el año comercial de Brasil y Argentina para el período octubre a septiembre (el año comercial "local" abarca de abril a marzo), a los efectos de conciliar la información con otros países. Pero la relación stock/uso de esos países en el mes de septiembre (fin del año comercial ajustado) sería igualmente irrelevante a los efectos de la estimación del precio de la soja.

⁴⁸ Además, la relación stock/uso mundial que reporta la USDA considera los años comerciales de Brasil y Argentina para el período octubre a septiembre, es decir, los ajustados y no los verdaderos.

Gráfico 18. Precio soja CBOT (USD dic 2019/tn) y relación stock/uso en EE.UU. (%)
Período enero 1991-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y Reserva Federal de St. Louis.

En cuanto a los demás determinantes del precio de la soja, también se incluye el **TCRM de EE.UU.** en su versión amplia, que abarca a todos sus socios comerciales. El TCRM se define de modo tal que una suba implica una apreciación del mismo.

Como proxy de una **tasa de interés real** relevante se toma el rendimiento real de los bonos del Tesoro estadounidense (*maturity* constante), en línea con Baffes y Dennis (2013), y Bastourre et al. (2016), optando por aquellos con plazo a 10 años. Tal como procede Frankel (2006), el rendimiento real se computa restandole a la tasa nominal anual del bono la variación interanual del IPC de EE.UU.

El TCRM de EE.UU. y el rendimiento de los bonos del Tesoro estadounidense se obtuvieron de la página web de la Reserva Federal de St. Louis.

Cabe destacar que la tasa de interés puede incidir en el TCR, y a través de éste, sobre el precio de los commodities. Es decir, la tasa de interés real puede afectar en forma indirecta, mediado por el TCR, el precio de los commodities. Del mismo modo, la tasa de interés real también puede influir en el nivel deseado de stocks, de acuerdo al planteo de Frankel (2006). Por lo tanto, un modelo de determinación del precio de la soja que incluya la tasa de interés real, los stocks relativos al uso y el TCR entre sus regresores no está exento de un potencial problema de colinealidad entre dichas variables.

6.1. Estimación econométrica

Siguiendo la metodología empleada por Bastourre et al. (2010), para estimar el precio fundamental de la soja se recurre al estimador OLS Dinámico (DOLS) desarrollado por Stock y Watson (1993).

$$P_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \sum_{j=-p}^p \beta_3 \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t$$

Donde

P_t es el precio de la soja en CBOT deflactado por el IPC de EE.UU.

X_t denota los determinantes del precio de la soja

- Relación stock-uso de la soja en EE.UU.
- Tipo de cambio real multilateral de EE.UU.
- Tasa de interés real internacional.

Todas estas variables se encuentran expresadas en escala logarítmica, excepto la tasa de interés.

El subíndice p representa el número de adelantos y rezagos, optándose por tomar $p=6$, en línea con el modelo de Bastourre et al. (2010).

A partir de los tests habituales, se encontró que todas las variables son integradas de orden 1, es decir, no estacionarias⁴⁹, y que existe una relación de cointegración entre el precio de la soja y sus determinantes⁵⁰, lo cual permite que la estimación sea consistente.

El estimador DOLS de β_2 resulta de efectuar la estimación por OLS de la ecuación descripta arriba. Esta metodología resuelve la cuestión de la potencial simultaneidad entre la variable

⁴⁹ A partir de los tests habituales de raíces unitarias, se encontró que todas las variables son integradas de orden 1, es decir, no estacionarias. En el caso de la relación stock/uso de soja, los resultados obtenidos fueron menos concluyentes que para las demás variables. No obstante, la mayoría de los tests fallan a favor de la no estacionariedad de esta serie. A partir de la observación gráfica de la misma, tampoco aparenta ser estacionaria.

⁵⁰ En primer lugar, se efectuaron los tests de Engle-Granger y de Johansen, encontrándose como resultado que existe una relación de cointegración entre las variables. Adicionalmente, siguiendo a Bastourre et al. (2010), se realiza el test de Shin (1994). Esta es una prueba de cointegración específica para el estimador DOLS, a diferencia de los tests citados previamente, efectuados solamente sobre la ecuación en niveles. El mismo tiene la particularidad de la hipótesis nula es la existencia de cointegración, contrariamente a los tests previos. El resultado también arroja evidencia a favor de la cointegración del precio con los determinantes.

dependiente y los determinantes, y del sesgo por muestras pequeñas, mediante la inclusión de adelantos y rezagos de la diferencia de los regresores en el modelo.

6.2. Resultados

En la tabla 8 se muestran los resultados de la estimación. Todas las variables son estadísticamente relevantes a un nivel de confianza del 99,9% y sus signos acordes a lo predicho por la teoría. En cuanto a la bondad del ajuste del modelo, el R2 arroja un valor de 0,84.

Tabla 8. Resultados de la estimación DOLS de largo plazo

Precio soja	Coeficiente	
	OLS	DOLS
Tipo de cambio real EEUU	-2,0565	-2,2053
Tasa de interés real	-0,0222	-0,0382
Relación stock/uso soja	-0,2038	-0,1984
Intercepto	15,8737	16,5704
N	348	348
R2	0,7807	0,8410

En primer lugar, se destaca una elevada elasticidad del precio de la soja al TCRM (-2,21), siendo la variable más importante en la determinación del valor fundamental de la oleaginosa. Cabe remarcar que este guarismo resulta contradictorio con el modelo teórico elaborado por Dornbusch (1985) para explicar el efecto del TCR sobre el precio real de un commodity, según el cual la elasticidad debería ubicarse en un rango de 0 a -1, que es ampliamente superado en este modelo. No obstante, numerosos trabajos, como el del propio Dornbusch (1985), también estiman elasticidades superiores a la unidad.

En tanto, un aumento del 1% en la relación stock-uso de soja en EE.UU. genera una caída del 0,20% en el precio fundamental de la oleaginosa. Este resultado es casi idéntico al obtenido por Baffes y Haniotis (2016) en su estimación del precio de la soja (elasticidad de -0,21)⁵¹ y similar al hallado por el Banco Mundial (2016) para el caso de un índice de precios de commodities agrícolas (elasticidad de -0,33 respecto de la relación stock/uso).

Por su parte, un incremento de 1 punto porcentual (p.p) en la tasa de interés real provoca un descenso del 0,04% en el precio fundamental de la soja. Según Baffes y Haniotis (2016), es habitual el hallazgo de un vínculo débil entre la tasa de interés real y el precio de los commodities en la literatura empírica, tal como acontece en este caso para la oleaginosa.

⁵¹ Recuérdese que los autores plantean un modelo en frecuencia anual, donde incorporan el ratio/stock observado rezagado un período.

Adicionalmente, se había probado la incorporación del Índice Dow Jones deflactado por el IPC de EE.UU., con el objetivo de controlar por el retorno de activos alternativos (Bastourre et al., 2010), pero esta variable, si bien exhibió el signo esperado, resultó no ser estadísticamente relevante a un nivel de confianza del 95%, motivo por el cual se excluyó del modelo.

El gráfico 19 muestra la evolución del precio de la soja en CBOT y de su valor fundamental, que surge de estimar la ecuación de largo plazo. En el gráfico 20 se observa el desalineamiento de la cotización de la soja con respecto a su precio de equilibrio de largo plazo.

Gráfico 19. Precio soja CBOT y valor fundamental
USD dic. 2019/tn, período enero 1991-diciembre 2019

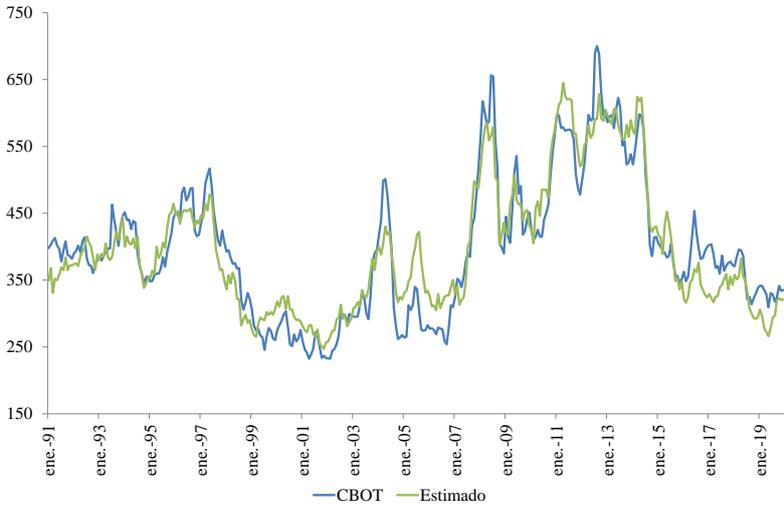
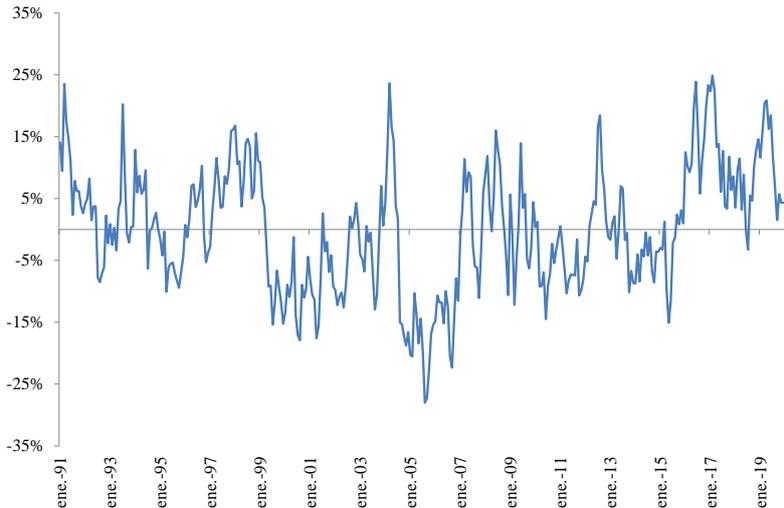


Gráfico 20. Desalineamiento entre el precio CBOT y el valor fundamental (%)
Período enero 1991-diciembre 2019



Cabe destacar que en los años 2007-2008 se verificaron fuertes desalineamientos positivos. Esto en un período de gran crecimiento del precio de la soja -en consonancia con el alza de

otros granos-, previo a la crisis económica internacional que emergió con la quiebra de Lehman Brothers, en el marco del estallido de la burbuja inmobiliaria en EE.UU.

6.3. Algunas implicancias para la Argentina

La economía argentina se caracteriza por ser altamente dependiente de la exportación de productos agropecuarios, sector que ha sido históricamente el proveedor neto de divisas del país.

En 1996 se aprobó el paquete de la “soja RR”⁵² y glifosato, que a su vez permitió poner a punto el sistema de siembra directa en el país, lo cual contribuyó decididamente a reducir costos (principalmente en lo que respecta al gasto en labores) y simplificar notablemente el proceso de cultivo. Por consiguiente, su rápida difusión posterior facilitó un fuerte y sostenido aumento del área sembrada y de la producción, comandado por el gran crecimiento de la demanda china, que se tornaría explosivo durante la década siguiente.

Así, ya en la campaña 97/98 tanto la siembra como la cosecha de soja experimentarían un salto, que continuaría con un fuerte crecimiento de la producción en los años siguientes, llegando a 55 M de tn en 2009/10. En la década siguiente, el crecimiento se tornará más errático, pero de todos modos alcanzaría un nuevo récord, de 61,5 M de tn en 2014/15, que aún no ha sido superado hasta el momento. Con un consumo interno muy pequeño en relación a la producción (menos del 10% durante la mayor parte del período), el grueso de la cosecha de soja argentina se ha volcado al mercado externo⁵³.

De esta forma, la soja adquirió una importancia decisiva en el devenir de la economía local durante la década del 2000, no sólo gracias a la expansión de la producción, sino también a la fase alcista del precio acontecida entre los años 2007-2014, en el contexto más general del denominado boom de precios de los commodities. Con la reimplantación de los derechos de exportación en 2002 y las subas posteriores, la soja también fue ganando un peso muy significativo en materia fiscal. En este marco fue que se popularizó el concepto de “sojización”,

⁵² Significa soja “Roundup Ready”. Se trata de la soja resistente al Roundup (marca comercial del glifosato de Monsanto).

⁵³ Cabe destacar que en algunas campañas se ha verificado una elevada “retención” de soja por parte de grandes productores, motivada por conflictos internos (rebelión agraria de 2008) o por causas macroeconómicas (entre ellas, el uso de la soja como reserva de valor en el marco de restricciones cambiarias, o bien ante expectativas de devaluación de la moneda). A partir del año 2010, la reglamentación de corte obligatorio de gasoil con biodiesel (porcentaje que luego fue subiendo hasta llegar a un 10%), así como un mayor uso de pellets para la alimentación animal, contribuyeron a un cierto aumento de la utilización interna, que aún es muy baja con relación a la cosecha total.

para caracterizar la creciente dependencia del monocultivo de soja que adquirió la economía argentina, tanto en el plano fiscal como -principalmente- en el de las cuentas externas.

Desde 2007, el complejo soja explicó en promedio el 27% de las exportaciones argentinas (con un peso máximo de 32% en 2015), siendo además, por lejos, el principal oferente neto de divisas de la economía argentina⁵⁴. Al interior del sector agropecuario, la soja alcanzó su máxima participación relativa en 2009/10, cuando llegó a explicar el 62% de la superficie sembrada y el 56% de la producción global de cereales y oleaginosas (medida en toneladas).

En la actualidad, el complejo sojero continúa teniendo un peso primordial en las cuentas externas, habiendo explicado un cuarto del valor exportado en 2019, junto con su papel decisivo como aportante neto de divisas. Por el lado fiscal, si bien perdió relevancia durante el período 2016-2019, dada la rebaja efectuada en los derechos de exportación, recientemente ha comenzado a ganar peso nuevamente, gracias a las subas de alícuotas verificadas desde fines de 2019, los saltos devaluatorios y la recesión que afectó otros rubros centrales de la recaudación.

En este marco, resulta importante analizar el grado de vinculación entre el precio de exportación de la soja en Argentina (FOB Arg) y su cotización en el mercado de futuros de CBOT. Una relación estrecha entre ambos implica, naturalmente, que la estimación del valor fundamental de la soja en CBOT también será relevante a la hora de evaluar la dinámica del precio de exportación argentino y, por tanto, que debería ser tenido para la toma de decisiones de política económica locales. La magnitud del desalineamiento entre el precio observado y el estimado en CBOT puede aportar evidencia para evaluar la sostenibilidad futura de aquel, así como para pronosticar el signo de su trayectoria futura, siguiendo el equilibrio de largo plazo.

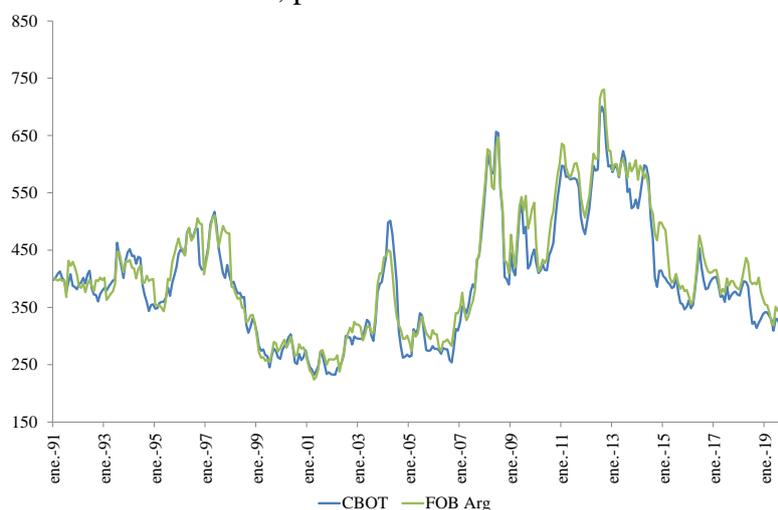
Con ese objetivo, se busca comprobar la validez de la ley de un solo precio (LSP) para la soja en EE.UU. y en la Argentina. En su versión absoluta, esta ley postula que una vez que se expresan en la misma moneda, el precio de dos bienes idénticos⁵⁵ en dos países debería ser el mismo; en su versión relativa, afirma que las tasas de variación de ambos precios deberían coincidir. La LSP absoluta implica la relativa, pero no a la inversa. Por lo tanto, el cumplimiento

⁵⁴ Cabe recordar que otros sectores como el automotriz, que llegaron a tener un peso muy importante en el ranking exportador, han sido muy deficitarios en el intercambio comercial.

⁵⁵ Debe recordarse que una característica usual de productos como la soja, que se incluyen dentro de los denominados commodities, es la de ser productos relativamente indiferenciados, sin grandes atributos particulares que justifiquen fuertes diferencias de precios por tal motivo; por lo tanto, la soja puede ajustarse a la noción de bienes (relativamente) “idénticos”.

de la LSP implica la convergencia de los precios internacionales y locales de exportación, ya sea a un precio idéntico, en su versión absoluta, o a una proporción determinada de ellos, en su versión relativa.

Gráfico 21. Precio soja FOB Arg y CBOT
USD dic. 2019/tn, período enero 1991-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg

Al observar el gráfico 21 ya puede notarse un estrecho comovimiento de los precios FOB Arg y CBOT. A fin de corroborarlo empíricamente, se realiza el test de cointegración de Johansen⁵⁶ para el período que abarca de enero 1991 a diciembre 2019. El resultado confirma la presunción, mostrando que los precios de la soja FOB Arg y CBOT se encuentran cointegrados, es decir, existe una relación de equilibrio de largo plazo entre ellos y los desvíos de esta son transitorios.

Tabla 9. Test de cointegración Johansen, soja FOB Arg y CBOT
Período enero 1991-diciembre 2019

N° relaciones de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Probabilidad
Ninguna	83,6869	20,26184	0,00
Al menos 1	5,3112	9,164546	0,25

Luego se estima un vector de corrección de errores (VEC), con el objetivo de captar la dinámica del ajuste a la relación de equilibrio ante desvíos en el corto plazo. Como resultado, se encuentra que los dos precios responden a la discrepancia del equilibrio y la velocidad de ajuste es similar (ver tabla 10). Esto es consistente con el hecho de que la Argentina no es simplemente un país

⁵⁶ Antes, se constató mediante los procedimientos habituales (test ADF aumentado siguiendo distintos criterios de información) que el precio FOB Arg. de la soja es una variable no estacionaria I(1), al igual que el precio en CBOT. Se elige la opción de intercepto en la ecuación de cointegración y sin intercepto en el VAR, y tres rezagos, siguiendo los criterios de información habituales.

“tomador” de precios en el mercado mundial de la soja. Dado su considerable peso en el complejo soja a nivel global, la oferta argentina interviene en la formación del precio, especialmente durante los primeros meses de cada año⁵⁷, cuando se define la oferta sudamericana que habrá de abastecer principalmente al mercado mundial hasta el ingreso de la cosecha estadounidense en septiembre.

Tabla 10. VEC precio soja FOB Arg y CBOT
Período enero 1991-diciembre 2019

Ecuación coint.	D(CBOT)	D(ARG)
Coefficiente	-0,2012	0,1398
Error standard	0,0666	0,0685
Estadístico t	-3,01926	2,04068

En suma, la estimación del valor fundamental de la soja CBOT será pertinente para evaluar la dinámica del precio FOB Arg y, por lo tanto, debería ser considerado en las decisiones de política económica locales. En particular, el hacedor de política económica debería tener en cuenta la magnitud del desalineamiento, especialmente durante períodos de auge del precio de la soja donde se ubique muy por encima de su valor fundamental, para no ser “sorprendido” por una brusca reversión que tendrá impacto negativo en diversos planos de la economía local, como las cuentas fiscales y externas.

7. El efecto de la especulación

La fase alcista del precio de los commodities, entre ellos los granos, iniciada en 2007-2008 motivó un amplio debate acerca de la posible influencia del componente especulativo en las subas, en medio de un enorme ingreso de capitales financieros a los mercados de derivados⁵⁸, entre los cuales se destacan los mercados de futuros y opciones de commodities⁵⁹.

En ese marco, han sido varios los autores que tanto desde el ámbito académico como político atribuyeron, en mayor o menor medida, un rol importante al accionar especulativo en esta

⁵⁷ Como se explicó anteriormente, el ratio stock/uso en EE.UU. refleja, en forma indirecta, el balance de oferta y uso en Argentina y Brasil, por mencionar a los países más importantes.

⁵⁸ Bastorre et al. (2010) explican que existen dos categorías de mercados de derivados: los “exchange markets”, donde se negocian contratos estandarizados a través de una entidad compensadora central, entre los que se cuentan los mercados de futuros y opciones como el de CBOT; y los mercados abiertos, OTC (over the counter), en los cuales se negocian contratos específicos donde generalmente interviene un formador de mercado.

⁵⁹ Según define el BCRA (2012), “un futuro es un acuerdo que obliga a las partes contratantes a comprar o vender ciertos bienes (activo subyacente) especificados en cantidad y calidad en una fecha futura previamente fijada y a un precio establecido de antemano”. En tanto, “una opción sobre futuros da a su comprador el derecho, pero no la obligación, de comprar o vender bienes o activos (determinados) a un precio predeterminado en o hasta una fecha concreta (vencimiento)”.

dinámica alcista de los precios de distintos commodities, por encima del umbral que marcarían los fundamentos reales (Masters, 2008; Robles et al., 2009; Gilbert y Morgan, 2010; Tang y Xiong, 2012). Si bien estos inversores no generan una demanda en el mercado físico, podrían incidir en los precios a través de la compra y venta de contratos derivados (BCRA, 2011). En cambio, autores como Irwin (2010) y Hamilton y Wu (2014) no encuentran evidencia acerca de que la especulación haya tenido una incidencia significativa en los precios de los commodities.

Irwin et al. (2009) destacan que durante el período de auge de precios 2007-2008 también se produjeron fuertes aumentos de precios en commodities cuyos mercados de futuros no integran los índices habitualmente seguidos por fondos de inversión indexados (“index funds”), así como en commodities que directamente carecen de dichos mercados financieros; cuestión también resaltada por Frankel (2010) como un argumento “particularmente convincente” en contra de la hipótesis que atribuye un rol central a los fondos especulativos. Por consiguiente, parecería que no hace falta que un commodity tenga mercados de derivados ni una fuerte participación de inversores financieros para registrar drásticas variaciones de precios (Bastourre et al., 2010). No obstante, este argumento podría no tener en cuenta la relación de sustitución o complementariedad de estos commodities y aquellos que sí disponen de mercados con una participación agresiva de capitales financieros, ya sea en la producción (por ej. competencia por el uso de la tierra o utilización como insumo) o en el consumo, vínculos que podrían officiar como canales de transmisión de precios.

Wright (2010), quien desecha el argumento especulativo y otorga un rol central a los bajos stocks de granos en la explicación del citado auge de precios, critica que los autores que sostienen que la suba de precios era incompatible con los fundamentales generalmente no definen cuales serían dichas variables. El gran desalineamiento de la cotización de la soja respecto del valor fundamental estimado en este trabajo para ese período podría aportar evidencia al respecto.

Según Baffes y Haniotis (2010), el accionar del capital especulativo⁶⁰ en los mercados financieros puede inducir una mayor variabilidad de precios, en el sentido de contribuir a

⁶⁰ El autor aclara que la actividad “especulativa” en realidad puede llevarse a cabo tanto en los mercados físicos como en los mercados de futuros. En el primer caso, por ejemplo, mediante el acaparamiento de inventarios a la espera de una suba de precios, que es el tipo de conducta especulativa a la que se referían Krugman (2008) y Wolf (2008). Con respecto a los agentes involucrados, menciona a los llamados “hedgers” (productores, comerciantes o consumidores que buscan cobertura), que operan en ambos tipos de mercado. Por otro lado, en los mercados financieros participan los “hedge funds” (fondos de cobertura), que procuran diversificar sus carteras de inversión;

exacerbar la duración y la amplitud de los ciclos de precios de los commodities, como en los años 2007-2008, pero no incidir su trayectoria de largo plazo, que en última instancia quedaría determinada por un conjunto de variables fundamentales; punto de vista similar al sostenido por Bastourre et al. (2010)⁶¹, para quienes la financiarización de los commodities incide únicamente en la dinámica de corto plazo, generando un patrón de ajuste no lineal al equilibrio. Asimismo, para el BCRA (2011) existe evidencia acerca de que la actividad de los inversores especulativos genera fluctuaciones de precios y excesiva volatilidad, que tendería a corregirse con relativa rapidez.

En cambio, Martin (2012) sostiene que el avance del capital especulativo en el mercado de granos no es la causa de una mayor volatilidad, sino su resultado; y el aumento de la volatilidad habría sido consecuencia de un nivel de stocks de granos que se tornaba estructuralmente más bajo. Irwin y Sanders (2010) encuentran evidencia de que el capital especulativo no sólo no aumenta sino que incluso podría reducir la volatilidad del mercado⁶². En ese sentido, también se plantea que el capital especulativo no necesariamente tiene un rol pernicioso en el mercado de granos, ya que también podría actuar como un factor estabilizador de los precios. Por ejemplo, si los especuladores poseen una posición “corta” (vendedora) en anticipo a una reversión futura de precios, contribuirían a mantenerlos en niveles inferiores a los tendrían sin la participación de estos agentes (Frankel, 2010).

Gilbert y Morgan (2010) aclaran que no todas las transacciones en los mercados de futuros son especulativas, sino que también las realizan agentes ligados al mercado físico (productores, procesadores, etc.) en busca de cobertura para contrarrestar la exposición al riesgo asociada a

los CTAs (“comoditties trading advisors”), operadores de activos que participan centralmente en los mercados de commodities gestionando portafolios de clientes, a través del análisis de fundamentales o técnico. A estos dos agentes, que han estado operando durante tres o más décadas, suma uno de aparición más reciente, los fondos de inversión; estos incluyen fondos soberanos y de pensión, que en los últimos años incorporaron commodities como activos en sus portafolios como forma de diversificación de los mismos. De todos modos, el autor señala que, más allá de las definiciones teóricas, la línea divisoria entre “hedgers” y especuladores, entre transacciones físicas y financieras, así como entre actividades legales e ilegales son complejas y difusas.

⁶¹ Los autores desarrollan un modelo de agentes heterogéneos en los mercados de commodities, donde la heterogeneidad de las expectativas entre los participantes del mercado determina las propiedades del ajuste hacia el equilibrio de largo plazo, que está dado por variables fundamentales. Al respecto, distinguen tres tipos de agentes, según el modo en que forman sus expectativas acerca de los precios : los “fundamentalistas”, quienes, como su nombre lo sugiere, esperan que los precios varíen en función del desalineamiento con respecto al precio fundamental o de equilibrio; los “chartistas”, que emplean el análisis técnico y siguen las tendencias actuales de los precios; y los “administradores de cartera” que operan bajo la conducta de uno u otro grupo de los agentes citados en función de la magnitud del desalineamiento, y son los que tienen el rol decisivo en la dinámica de ajuste no lineal hacia el equilibrio.

⁶² El autor mide la actividad del capital especulativo través de los “index traders” (fondos índices) y “swap dealers”, categorías que son reportadas por la CFTC. Para analizar la posible incidencia de la especulación en la volatilidad de los precios realiza un test de causalidad de Granger (esta evidencia refiere solamente a la precedencia temporal de las variables).

la volatilidad de los precios. Los mercados de futuros podrían ser vistos como una estructura donde se transfiere el riesgo desde aquellos agentes participantes del mercado físico que buscan cobertura hacia los especuladores, ajenos a dicho mercado. Así, la actividad especulativa proveería la liquidez necesaria en el mercado de futuros para quienes buscan cobertura de un modo relativamente poco costoso.

A los capitales especulativos tradicionales se sumaron en las últimas dos décadas un conjunto de inversores institucionales que incorporaron a los commodities como activos dentro de sus carteras de inversión⁶³; a diferencia de la especulación tradicional, estas inversiones son de más largo plazo y mantienen predominantemente posiciones netas compradas (“largas”) en los mercados de futuros (Gilbert y Morgan, 2010).

Para evaluar la posible influencia del capital financiero ajeno a la producción o al comercio de granos en el precio de la soja, en este trabajo se recurre a los datos sobre la participación de los agentes “no comerciales” en el mercado de futuros de CBOT, en oposición a los “comerciales”, de acuerdo a la clasificación de la CFTC (según sus siglas en inglés)⁶⁴, que es el organismo regulador de los mercados de futuros de materias primas en EE.UU.

Se trata de una clasificación básica realizada por la CFTC, que consiste en distinguir a los agentes que participan por motivos comerciales, quienes compran o venden commodities físicos y utilizan los mercados derivados como mecanismo de cobertura, de aquellos que buscan un rendimiento puramente financiero (Bastourre et al., 2010). De acuerdo a la CFTC, la categoría “no comercial” incluye posiciones de fondos de inversión y de pensión, así como fondos de gestión pasiva que siguen índices de precios de commodities de referencia.

No obstante, la propia CFTC aclara que clasifica a los agentes por entidad (comerciales vs no comerciales) y no por tipo de actividad (cobertura vs especulación), y que dicha clasificación se ha ido tornando cada vez más imprecisa a lo largo del tiempo, dado que ambos grupos podrían estar involucrados en actividades tanto de cobertura como especulativas. Esta cuestión es resaltada por Irwin et al. (2009), quienes afirman que casi todas las firmas comerciales, usualmente caracterizadas como buscadoras de cobertura, especulan en torno a la dinámica de

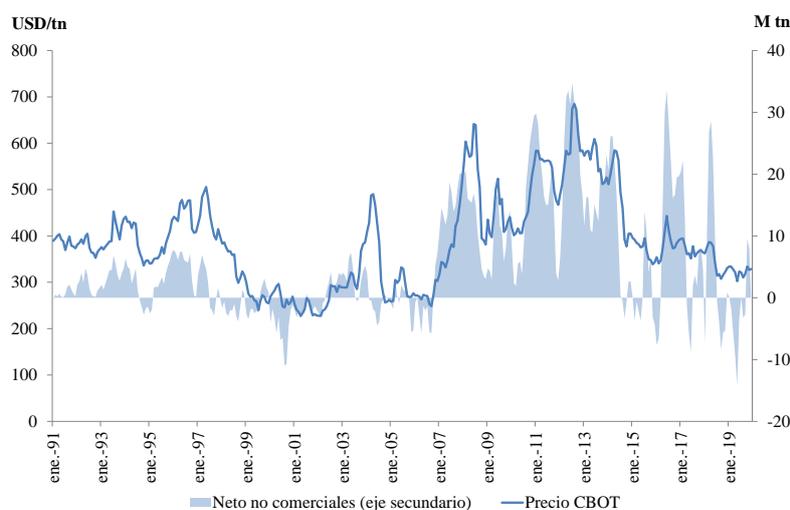
⁶³ Esta inversión se realiza a través de instrumentos derivados e índices de inversión que replican un determinado conjunto de commodities (BCRA, 2009). Un actor central al respecto son los fondos índices (“index traders”), que a diferencia de los especuladores tradicionales, no basan sus decisiones en commodities individuales sino en un amplio rango de ellos y en otras consideraciones de cartera (Pradhanga, 2015).

⁶⁴ Commodity Futures Trading Commission.

los precios, algunas con más frecuencia que otras. Dentro del rótulo “no comercial” también podría haber algunas firmas involucradas con actividades de cobertura⁶⁵.

Como destaca Gilbert (2010b), existe una amplia literatura que analiza la vinculación entre los precios futuros y la posición neta comprada de los fondos no comerciales, es decir, las posiciones compradas (“largas”) menos las vendidas (“cortas”), que es una de las medidas habitualmente utilizadas para describir la actividad de los inversores especulativos⁶⁶.

Gráfico 22. Posición neta fondos no comerciales y precio de la soja en CBOT
 Contratos en mill. de tn y USD dic. 2019/tn, período enero 1991-diciembre 2019



Nota: Las cantidades de contratos que reporta la CFTC (de 1.000 bushels de soja cada uno hasta diciembre de 1997 y de 5.000 bushels desde entonces) se expresaron en su equivalente en millones de toneladas.

Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y CFTC.

En el gráfico 22 puede observarse cierta correlación entre la posición neta comprada de los fondos no comerciales y el precio de la soja en CBOT. Pero aún si esta correlación fuera elevada, tampoco está clara la posible causalidad. Por ejemplo, bien podría la dinámica alcista de los precios incentivar el ingreso de esos capitales al mercado de futuros, pero esto no quitaría el posible rol de la inversión especulativa como mecanismo amplificador de las fluctuaciones de precios, más allá de los valores que justificarían las variables fundamentales. Por otro lado, resulta interesante notar que a partir del año 2007 los fondos no comerciales tienden a mantener

⁶⁵ No obstante, el propio Irwin (2010) destaca que los inversores especulativos tendrían incentivos a clasificar su actividad bajo el rótulo comercial (de cobertura), para evadir limitaciones existentes sobre ese grupo, mientras que, por el contrario, existe poca evidencia acerca de que agentes comerciales busquen la clasificación no comercial. Por tal motivo, se supone que la categoría no comercial contemplaría a un grupo relativamente puro de agentes especulativos.

⁶⁶ También se utilizan otras variantes para medir la actividad de los fondos no comerciales. Por ejemplo, Domanski y Heath (2007) utiliza la posición neta comprada como porcentaje del interés abierto total; Robles et al. (2009) emplean la posición comprada como porcentaje de la posición comprada total de las categorías “reportables” (comerciales y no comerciales).

primordialmente una posición neta comprada elevada, que no estuvo exenta de una considerable volatilidad.

En primer lugar, siguiendo el análisis de Bastourre et al. (2010), se computa la correlación entre la posición neta de los fondos no comerciales (posición neta NC) y las variaciones del precio de la soja en el mercado de futuros de CBOT, empleando para ello diferentes ventanas de tiempo. Es decir, se empieza calculando la correlación contemporánea entre la posición neta promedio de ese mes y la variación del precio registrada entre este y el anterior. Luego se contemplan ventanas más amplias para la variación de precios, tanto hacia atrás como hacia adelante en el tiempo. Por ejemplo, la correlación entre la posición neta en el período t y el cambio en los precios en $t-2$ hace referencia a la variación de precios acumulada en los dos meses previos. Los resultados se vuelcan en la tabla 11.

Los datos exhiben una importante correlación positiva entre la posición neta NC y la variación acumulada en el precio de la soja, que se reduce significativamente a medida que se acorta la ventana de tiempo de esta última variable. La correlación se torna virtualmente nula cuando se consideran los cambios de precios en el período $t+1$, adoptando valores cada vez más negativos, pero aún poco relevantes, a medida que amplía el período hacia adelante. Esto podría significar que los especuladores toman sus decisiones de inversión en base a las variaciones de precios registradas en el pasado cercano, en lugar de liderar esos cambios, debido posiblemente a la expectativa de que dicha dinámica se sostenga hacia adelante.

Tabla 11. Correlación entre la posición neta de los fondos no comerciales y la variación del precio de la soja en CBOT (USD dic. 2019)
Período enero 1991-diciembre 2019

Correlación	
Posición neta (t) vs var precio ($t-4$)	0,41
t vs $t-3$	0,38
t vs $t-2$	0,33
t vs $t-1$	0,23
t vs $t+1$	0,00
t vs $t+2$	-0,05
t vs $t+3$	-0,09
t vs $t+4$	-0,11

Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y CFTC.

También se realiza el test de causalidad de Granger, a los fines de obtener información acerca de la precedencia temporal de las variables, es decir, si el cambio en la posición neta NC ayuda a proyectar la variación en el precio de la soja, o viceversa; siempre teniendo en cuenta que este

test no implica una relación de causalidad contemporánea. La idea subyacente es que si una variable influye sobre otra, aquella debería precederla en el tiempo.

Irwin et al. (2009) señalan que este test cuenta con dos limitaciones de información importantes cuando se utilizan datos de la CFTC. En primer lugar, la CFTC reporta la información de modo agregado para todos los contratos, sin distinción de la fecha de maduración, lo cual impide armonizar estos datos con las respectivas posiciones en el mercado de futuros. Además, los datos son publicados en frecuencia semanal y no diaria, factor que limita el análisis de la posible incidencia del capital especulativo en los precios.

Una cuestión importante a resolver antes de efectuar el test de causalidad consiste en definir el orden de integración de las variables, para lo cual se realizan los correspondientes test de raíces unitarias. Previamente, ya se había corroborado que el precio de la soja es una variable no estacionaria, integrada de orden 1; por su parte, los tests realizados arrojan evidencia mayoritaria acerca de que la posición neta de los fondos no comerciales también es I(1). En tanto, los tests de cointegración de Engle y Granger y el método de Johansen fallan a favor de la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre estas variables. Entonces, la dinámica de corto plazo quedaría captada por un modelo de corrección de error, donde la trayectoria de las variables también resulta influenciada por los desvíos respecto de la relación de equilibrio de largo plazo.

Para testear la causalidad en el sentido de Granger, primero se plantea un modelo VEC. Como segunda posibilidad, se computan dos modelos de corrección de error en forma independiente, alternando la variable dependiente e independiente (precio de la soja y posición neta NC).

$$\Delta P_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta N_{t-j} + a(P_{t-1} - \delta N_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta N_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta N_{t-i} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta P_{t-j} + a(N_{t-1} - \delta P_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Donde

Todas las variables se encuentran expresadas en escala logarítmica.

P es el precio de la soja en CBOT deflactado por el IPC de EE.UU.

N es la posición neta de los fondos no comerciales.

De acuerdo a los criterios de selección de rezagos de Akaike y Schwartz, se opta por $m=1$ y $n=1$ en el modelo VEC⁶⁷.

Cabe destacar que el test de causalidad de Granger debe ser reinterpretado en el marco de una relación de cointegración (Enders, 2010). La variable $N(t)$ no causa en el sentido de Granger a $P(t)$ si los valores rezagados de N no entran en la ecuación de regresión de $P(t)$ y, a la vez, si $P(t)$ tampoco responde al desvío de la relación de equilibrio; por lo tanto, la variable $P(t)$ debe ser además débilmente exógena.

Con el objetivo de verificar la causalidad de Granger se aplica un test de restricciones de exclusión de Wald sobre los coeficientes que acompañan a los rezagos de la variable explicativa, a la vez que se analiza la dinámica del ajuste al equilibrio.

Bajo la hipótesis nula de no causalidad en el sentido de Granger, los resultados muestran que los cambios en la posición neta NC no contribuyen a explicar la dinámica futura del precio de la soja y que este tampoco responde a la discrepancia respecto del equilibrio de largo plazo. En segundo lugar, las variaciones de precios en el pasado tampoco ayudan a explicar los cambios en la posición neta NC, pero esta variable sí reacciona a los desvíos del equilibrio, con lo cual en este caso no puede descartarse por completo la existencia de causalidad en el sentido de Granger, siguiendo la reinterpretación que señala Enders (2010) para una relación de cointegración.

Tabla 12. Fondos no comerciales y precio de la soja*, causalidad de Granger
Período enero 1991-diciembre 2019

Causalidad de Granger			
Variable dependiente: ΔIP_t			
Excluida		Chi-sq	Prob.
ΔIN_{t-1}		0.0002	0.9898
Variable dependiente: ΔIN_t			
Excluida		Chi-sq	Prob.
ΔIP_{t-1}		1.2820	0.2575
Corrección de error		ΔIP_t	ΔIN_t
Coint. Eq1	Coef.	-0.0123	0.3698
	Error st.	0.0089	0.0665
	t	[-1.3836]	[5.5655]

(*) USD diciembre 2019.
Fuente: Elaboración propia.

⁶⁷ Siguiendo la recomendación de Enders (2010), se emplean los criterios de Akaike y Schwartz sobre el modelo VAR en niveles para seleccionar la cantidad de rezagos adecuada, verificando además que no subsista correlación serial en los residuos. Luego se incluye un rezago menos en el VEC, debido a que este se estima en diferencias.

Adicionalmente, se evalúa la causalidad en el sentido de Granger planteando cada ecuación en forma independiente, a los fines de corroborar los resultados obtenidos en el análisis del sistema VEC. En cuanto al número de rezagos incluidos, en la primera ecuación se selecciona $m=1$ y $n=1$, mientras que en la segunda ecuación se incluye $m=2$ y $n=1$.

Como puede apreciarse en la tabla 13, el cambio en la posición neta NC no contribuye a pronosticar las variaciones en el precio de la soja, ni viceversa. Por su parte, E1 y E2 denotan los términos de corrección de error incluidos en cada ecuación. Esta vez, se constata que tanto el precio de la soja como la posición neta NC reaccionan a las discrepancias de la relación de equilibrio de largo plazo, por lo cual en ninguno de los casos puede descartarse por completo la existencia de causalidad en el sentido de Granger. Así, estos resultados no son totalmente consistentes con aquellos arrojados por el modelo VEC; como antes, la respuesta del precio de la soja ante desvíos del equilibrio de largo plazo es leve, pero el término de ajuste corrector al equilibrio ahora es estadísticamente relevante a un nivel de confianza de 99%.

Por consiguiente, la cuestión de la causalidad queda abierta, si bien existe muy poca evidencia de que la dinámica de la posición neta NC anticipe las variaciones en el precio de la soja.

Tabla 13. Fondos no comerciales y precio de la soja*, causalidad de Granger
Período enero 1991-diciembre 2019

Causalidad de Granger		
Variable dependiente: ΔIP_t		
Excluida	Chi-sq	Prob.
ΔIN_{t-1}	0.1583	0.6908
Corrección de error		
	Coef.	Prob.
E1	-0.0485	0.0014
Variable dependiente: ΔIN_t		
Excluida	Chi-sq	Prob.
ΔIP_{t-1}	1.0857	0.2974
Corrección de error		
	Coef.	Prob.
E2	-0.1664	0.0000

(*) USD diciembre 2019.
Fuente: Elaboración propia.

Según la revisión de la literatura reciente efectuada por Boyd et al. (2018), la mayoría de los estudios de este tipo basados en el test de causalidad de Granger concluyen que la dinámica de los inversores financieros no permite anticipar las variaciones de precios.

Un análisis más detallado de la incidencia del factor especulativo en el precio de la soja excede el objetivo propuesto en este trabajo y, por ende, queda planteado como parte de un futuro desarrollo del mismo. No obstante, de acuerdo a la hipótesis que guía este estudio, el componente especulativo podría tener una influencia transitoria, de corto plazo, en la evolución del precio de la oleaginosa, pero no en su valor de equilibrio de largo plazo, que según se demostró empíricamente queda determinado por un conjunto de variables fundamentales.

8. Estimaciones econométricas alternativas

En forma alternativa, se estima la ecuación de largo plazo incorporando como determinante una variable de demanda en lugar de la relación stock/uso, que como se explicó previamente da cuenta del balance entre la oferta y el uso. El objetivo es corroborar empíricamente la mejor capacidad predictiva del modelo de precio fundamental de la soja si se utiliza la relación stock/uso, como propuesta superadora a la inclusión de un índice de actividad económica de los principales países demandantes, o bien de las exportaciones de soja de EE.UU. como otra variante posible.

8.1. Actividad económica de los principales países importadores

Para la especificación alternativa se prueba, en primer lugar, con un índice de actividad económica agregado de los principales países importadores de soja⁶⁸. Previamente, se analizó que el actual bloque de países de la U.E. fue el principal comprador durante la década del 90 y la primera mitad del 2000, con un liderazgo que fue decreciendo con el correr de los años hasta ser superado por China. Este país irrumpió como actor relevante hacia mediados de la década del 90; tuvo un gran salto en 2002/03, y en adelante exhibiría un crecimiento vertiginoso en sus compras hasta constituirse como el importador más trascendental, muy alejado del segundo en el ranking (la U.E.). Muy por detrás, la India ha sido otro país con un rol importante durante este período. En consecuencia, el índice de actividad económica contempla a la U.E., China e India. Si bien la U.E. mantuvo estancadas sus compras a lo largo del período analizado, a diferencia de China que ofició como motor del crecimiento en la demanda mundial, aquel bloque se incluye en el índice de actividad económica dado que importa no sólo el ritmo de crecimiento sino también la participación en el consumo global. La U.E. inició el período analizado con una participación superior al 50% en las compras globales de soja, mientras que

⁶⁸ Debe recordarse que se consideran las importaciones totales del complejo sojero, ya sea bajo la forma de poroto o sus derivados, valorizados a los precios promedio del período considerado, para determinar la importancia relativa de cada país o bloque económico dentro del campo importador.

hasta 2002/03 China generalmente no explicaba más del 10% de las mismas (esa campaña recién supera el 15% del total). El indicador de actividad económica se construye como un índice de ponderación móvil⁶⁹, en función de la participación promedio en las importaciones globales durante los últimos 24 meses.

Para la U.E. y la India se consideró el índice de producción industrial sin estacionalidad de la OCDE. En el caso de China, por cuestiones de disponibilidad y antigüedad de la información se incluyó el PIB; siendo este originalmente de frecuencia trimestral y con estacionalidad, se ajustó mediante el método Arima X12 para obtener la trayectoria sin estacionalidad y luego se mensualizó mediante una interpolación lineal.

Al igual que en la estimación original, también se incluyeron el valor real del dólar (TCRM de EE.UU.) y una tasa de interés real (rendimiento real de los bonos del Tesoro estadounidense a 10 años) como determinantes del precio de equilibrio de largo plazo de la soja.

Todos los modelos se estiman con datos mensuales para el período que abarca de enero de 1992 a diciembre de 2019; por motivos de disponibilidad de información, se recorta un año la muestra respecto del modelo original.

Tabla 14. Resultados de la estimación DOLS de largo plazo (modelo 2)

Precio soja	Coeficiente			
	OLS		DOLS	
Tipo de cambio real EEUU	-2,1170	***	-1,9730	***
Tasa de interés real	-0,0042		-0,0323	**
Índice de actividad económica	0,6160	***	0,7519	***
Tendencia lineal	-0,0041	**	-0,0056	***
Intercepto	13,8528	***	13,0242	***
N	324		324	
R2	0,7049		0,7252	

Nota: * p<5%; ** p<1%, *** p<0,1%

En la tabla 14 se muestran los resultados. Todas las variables exhiben signos conformes a lo que predice la teoría. El TCRM y el índice de actividad económica son estadísticamente significativos a un nivel de confianza del 99,9% y la tasa de interés al 99%. Con un R2 de 0,73, la bondad de ajuste de esta estimación es inferior a la del modelo original (modelo 1 en adelante), que era de 0,84.

⁶⁹ Un índice de ponderación fija, considerando una ponderación promedio del período, tendería a sobrestimar el peso de china durante la década del 90 (su peso además fue ínfimo en los primeros años) y a subestimarlo desde la segunda mitad de la década del 2000. La desventaja de un índice de ponderación móvil es que resulta imposible atribuir sus variaciones únicamente a la variación de la actividad de los países que lo componen.

El precio de la soja muestra nuevamente una elasticidad muy elevada al TCRM de EE.UU., de -1,97, pero inferior (en valor absoluto) a la del modelo 1 (-2,21). El coeficiente que acompaña a la tasa de interés real es de -0,032 (una baja de un p.p. en la tasa genera un aumento del 0,032% en el precio de la soja), casi idéntico al estimado en el modelo 1 (-0,038).

El índice de actividad industrial de los principales países importadores -variable alternativa al ratio stock/uso de soja incorporado en el modelo 1- exhibe un coeficiente de 0,75; esto implica que la elasticidad del precio de la soja respecto de la actividad industrial es mayor que la correspondiente a la relación stock/uso (-0,20).

Finalmente, a diferencia del modelo 1, se incluyó como variable de control la tendencia determinística, que arroja un signo negativo (-0,0056).

8.2. Actividad económica de China

A pesar de que previamente se señaló que el peso de la demanda china de soja a nivel global fue muy poco relevante durante la primera parte de la década del 90 y recién superó el 15% del total mundial luego del 2002, se efectúa ahora la regresión incorporando solamente la actividad económica del país asiático en reemplazo del índice de actividad económica ponderada.

Tabla 15. Resultados de la estimación DOLS de largo plazo (modelo 3)

Precio soja	Coeficiente			
	OLS		DOLS	
Tipo de cambio real EEUU	-2,3884	***	-2,5252	***
Tasa de interés real	0,0037		-0,0302	**
Actividad económica de China	0,4549	*	0,7818	**
Tendencia lineal	-0,0025		-0,0059	**
Intercepto	15,1769	***	15,5107	***
N	324		324	
R2	0,6950		0,7483	

Nota: * p<5%; ** p<1%, *** p<0,1%

Como muestra la tabla 15, la elasticidad del precio de la soja con respecto a la actividad económica de China es de 0,78, apenas distinta a la estimada en el modelo 2 (0,75).

Al igual que esta variable, la tasa de interés real es estadísticamente relevante a un nivel de confianza del 99%, mientras que el TCR EE.UU. lo es a un nivel del 99,9%. Con un R2 de 0,75, la estimación del precio de la soja exhibe un mejor ajuste que el modelo 2, pero aún inferior al modelo 1.

El precio de la soja muestra una elasticidad más elevada al TCR (-2,52) que en el modelo 2. En tanto, la tasa de interés real y la tendencia lineal exhiben coeficientes de -0,030 y -0,0059 respectivamente, ambos muy parecidos a los del modelo 2.

Cabe remarcar que, según Baffes y Dennis (2013), la mayoría de los modelos que utilizan explícitamente el ingreso real como variable explicativa del precio de commodities alimenticias no arrojan un efecto significativo.

8.3. Exportaciones de soja de EE.UU.

Por último, otra especificación del modelo de precio fundamental de la soja podría incorporar las exportaciones de poroto de soja por parte de EE.UU.⁷⁰ como variable que procure reflejar la demanda, en forma alternativa al índice de actividad económica de los modelos 2 y 3, y al ratio stock/uso del modelo original. Con relación a este, sigue manteniendo la desventaja de no dar cuenta de los eventos por el lado de la oferta, al menos no en forma distinguible de la dinámica de la demanda. Por ejemplo, las exportaciones pueden resultar afectadas por una sequía en EE.UU.; pero no es posible distinguir en el marco del modelo si la caída en las exportaciones obedece a un recorte en la oferta o en la demanda, cuando el efecto en el precio motivado por una u otra de las causas debería ser el inverso⁷¹. Con relación a los otros dos modelos, podría representar una ventaja -al menos a priori- poder reflejar en forma directa la demanda de soja, y no indirectamente a través de un índice de actividad económica de los países importadores; pero mantiene el citado problema de no poder aislar los eventos por el lado de la oferta. La posible limitación que implica tomar en cuenta solamente las exportaciones de EE.UU. (dejando afuera a Brasil y Argentina) en la regresión puede responderse con los mismos argumentos utilizados cuando se empleó la relación stock/uso de dicho país y no una medida más abarcativa que también incluyera a los dos países sudamericanos⁷². Las exportaciones

⁷⁰ Cabe recordar que EE.UU. exporta el grueso de la soja sin procesar (alrededor del 80% del total, si se valorizan las cantidades a los precios promedio de cada producto durante el período 1991-2019).

⁷¹ De hecho, Cooke y Robles (2009) utilizan las exportaciones de los países más importantes para distintos commodities, con el objetivo de captar shocks en la oferta mundial. Proceden de esta forma, afirman ellos, debido a que otras variables como la producción o los rindes no se encuentran disponibles en frecuencia mensual. Con el mismo objetivo, Reinhart y Borensztein (1994) utilizan las importaciones de commodities en lugar de las exportaciones, según aclaran, por una cuestión de disponibilidad y fiabilidad de la información. Ambos trabajos incorporan, además, otros determinantes para dar cuenta de la demanda. Como ya se explicó previamente, la utilización del ratio stock/uso resuelve más sencilla y correctamente esta cuestión.

⁷² Como en ese caso, vuelve a ser válido el argumento de que EE.UU. constituye un muy buen reflejo de la situación del mercado mundial de soja, por haber sido durante la mayor parte del período analizado el primer exportador global de la oleaginosa, así como el principal mercado de referencia mundial para su precio. Además, las exportaciones de EE.UU. reflejarán, indirectamente, el balance de oferta y uso en Brasil y Argentina; excepto en ocasiones menos usuales como la reciente guerra comercial con China, que trasladó parte la demanda hacia los

(semanales) de EE.UU. son una variable habitualmente considerada por los agentes del mercado de soja a la hora de determinar el ritmo de la demanda, y en general, utilizada en los reportes para justificar subas o bajas de precios.

Por lo tanto, en la especificación del modelo se reemplaza el índice de actividad económica por las exportaciones de EE.UU.⁷³, a la vez que se mantienen el TCR y la tasa de interés real.

Tabla 16. Resultados de la estimación DOLS de largo plazo (modelo 4)

Precio soja	Coeficiente			
	OLS		DOLS	
Tipo de cambio real EEUU	-2,6456	***	-2,7690	***
Tasa de interés real	0,0013		-0,0348	**
Exportaciones EEUU	0,3599	***	0,7165	***
Tendencia lineal	-0,0003		-0,0018	***
Intercepto	12,8627	***	8,8495	***
N	324		324	
R2	0,7179		0,7767	

Nota: * p<5%; ** p<1%, *** p<0,1%

El modelo arroja un R2 de 0,78, implicando un mejor ajuste que los dos anteriores, pero aún inferior al modelo propuesto originalmente. Todas las variables son estadísticamente significativas a un nivel de confianza del 99,9%, excepto la tasa de interés real, que lo es a un nivel del 99%.

El precio de la soja exhibe una elasticidad de 0,72 a las exportaciones de EE.UU., por debajo la observada para la actividad económica de los países importadores. La estimación de la tasa de interés continúa mostrando una gran robustez, con un cambio muy leve respecto de los modelos previos. En tanto, la elasticidad del precio de la soja al TCRM es de -2,77, superior a la de todos los modelos anteriores.

Al igual que antes, el coeficiente que acompaña tendencia lineal (-0,035) exhibe un signo negativo, siendo estadísticamente significativa.

Si bien a partir del análisis gráfico no se percibe una tendencia en el precio de la soja, sí se aprecia una marcada tendencia creciente tanto en el índice de actividad económica (ponderado y de China) como en las exportaciones de EE.UU., lo cual requiere la inclusión de una

países sudamericanos. De todos modos, esta situación contribuyó a deprimir la cotización en el mercado de CBOT, disminuyendo también con relación al precio de exportación de estos otros países.

⁷³ Las exportaciones de soja de EE.UU. son reportadas con frecuencia semanal por la USDA, con lo cual se mensualizó la variable para incorporarla en el modelo.

tendencial lineal en los correspondientes modelos⁷⁴, siendo en todos ellos estadísticamente significativa⁷⁵.

9. Extensión del análisis a otros commodities

El precio de la soja observa una elevada correlación con commodities de diverso tipo, entre los que se cuentan el maíz y el petróleo. El primero es un commodity sustituto en la producción (compite con la soja por la superficie) y en el consumo. También se analizaron los canales de transmisión del precio del petróleo hacia la soja (a través de los insumos y de los biocombustibles), cuya correlación es menos estrecha que en el caso del maíz, pero aun así elevada. Además, se verifica una fuerte correlación entre el precio de la soja y otros commodities para los cuales no se puede hablar de canales de transmisión directos. En ese sentido, algunos autores afirman que el fenómeno de la financialización de los commodities habría estrechado el vínculo entre productos no relacionados. Otros justifican el fuerte comovimiento a partir de la existencia de fundamentos comunes; más concretamente, a causa de determinantes macroeconómicos como el valor real del dólar y la tasa de interés.

Esta segunda posibilidad constituyó un argumento adicional para no limitar la explicación de la trayectoria del precio de la soja a factores intrínsecos del propio mercado (balance de oferta y uso). De todos modos, la simple observación gráfica de la evolución de la cotización de la soja y del TCRM de EE.UU. (valor real del dólar) evidencia un marcado comovimiento, que exige la corroboración econométrica de ese posible vínculo causal; la justificación teórica del mismo se discutió más arriba.

Con la estimación del modelo para el valor fundamental de la soja se constató que el TCRM de EE.UU. adquiere un rol central en su determinación (elasticidad de 2,21). La tasa de interés real también registra un efecto estadísticamente significativo, pero mucho menos relevante en

⁷⁴ Wooldridge (2002) señala que la inclusión de una tendencia lineal en un modelo puede interpretarse como una extracción previa de la tendencia en las series originales. El autor recomienda incluir una tendencia lineal como variable de control si alguno de los regresores posee tendencia, aunque no sea el caso de la variable dependiente.

⁷⁵ Cabe destacar que los índices de actividad económica tienen un coeficiente muy sensible a la inclusión de la tendencia lineal en la ecuación de largo plazo. Así, su no inclusión en el modelo 2 altera sustancialmente el coeficiente que acompaña a la citada variable, que pasa de 0,75 a 0,08. En tanto, la estimación del modelo 3 sin tendencia lineal reduce la elasticidad del precio de la soja con respecto a la actividad de China aún más drásticamente, de 0,51 a 0,02. En el modelo 4, la elasticidad del precio de la soja a las exportaciones se EE.UU. también varía, pero menos considerablemente, de 0,67 a 0,30. Por su parte, el TCR y la tasa de interés mantienen una robustez mucho mayor en todos los modelos. En el modelo 1 (original), tanto la relación stock/uso de soja (utilizada en lugar de un índice de actividad económica) como los demás determinantes (TCR y tasa de interés) son muy poco sensibles a la inclusión de la tendencia lineal.

términos económicos. Finalmente, se validó la importancia del ratio stock/uso como determinante del precio de equilibrio de largo plazo de la oleaginosa.

El objetivo de esta sección es doble. Por un lado, estimar el valor fundamental del maíz mediante un modelo similar al de la soja, utilizando la relación stock/uso del cereal como variable explicativa intrínseca de ese mercado. Además, la validación econométrica del valor real del dólar y de la tasa de interés como variables explicativas del precio del maíz aportará evidencia favorable al argumento de que los determinantes comunes a nivel macroeconómico justifican la elevada correlación entre commodities de diverso tipo, más allá del vínculo de sustituibilidad que registran en particular la soja y el maíz.

Esto también resulta válido para el caso del petróleo. Con el agregado de que se trata de un producto perteneciente a otra clase de commodities, el de los energéticos y, por ende, con un vínculo menos directo con la soja que el maíz. En este caso, no se efectuó una simple “réplica” del modelo de la soja, como se hizo con el maíz, mediante el cambio de la relación stock/uso de la oleaginosa por la del cereal. La estimación del valor fundamental del petróleo exigió la especificación de un modelo más acorde a las particularidades de este mercado. Por ejemplo, no bastó con tomar la relación stock/uso en EE.UU., por tratarse de un mercado mucho más segmentado tanto en la producción como en el aprovisionamiento. Naturalmente, existe una influencia decididamente superior de cuestiones que trascienden el plano meramente económico (por ejemplo, conflictos bélicos o riesgo de ocurrencia de los mismos). Si bien estas problemáticas deberían generar fluctuaciones de “corto plazo” en el precio del petróleo, sin afectar el precio de equilibrio de largo plazo (dado por variables fundamentales), pueden de todas formas provocar efectos relativamente prolongados en el tiempo.

9.1. Modelo empírico para el precio del maíz

Este modelo empírico se estima a partir de datos mensuales para el período que abarca de enero de 1991 a diciembre de 2019. En términos generales, la metodología es la misma que la utilizada para el modelo de la soja.

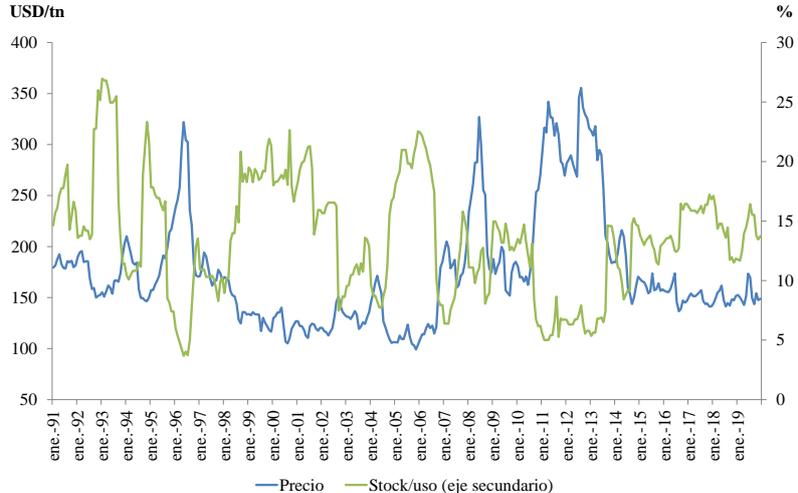
La variable a explicar es el precio internacional del maíz medido en términos reales. Se considera la cotización en el mercado de CBOT, que es el principal mercado de referencia del cereal a nivel mundial. Al igual que en el caso de la soja, se consideró la serie de contratos más cercanos (primer futuro) y se la deflactó por el IPC de EE.UU.

En lo que respecta a las variables fundamentales que determinan el precio de equilibrio de largo plazo del maíz, en el modelo se incluyó la relación stock/uso del cereal en EE.UU., el TCRM de EE.UU. y una tasa de interés real relevante a nivel internacional.

Si la relación stock/uso de soja en EE.UU. constituye un buen reflejo del balance de oferta y uso de la oleaginosa a nivel mundial, esta afirmación resulta aún más cierta en lo referente al maíz, dado que el país del norte ha sido por lejos el principal abastecedor global del cereal, con un rol todavía más importante que en el mercado de la soja.

Siguiendo la metodología utilizada para la soja, se consideró la evolución de la proyección del stock final relativo al uso de maíz de cada año comercial en EE.UU., que surge de los pronósticos que realiza la USDA con frecuencia mensual en su informe WASDE. El año comercial del maíz en EE.UU., al igual que el de la oleaginosa, se extiende de septiembre del primer año de la campaña hasta agosto del siguiente. Por ejemplo, el año comercial 2010/11 abarca de septiembre de 2010 hasta agosto de 2011.

Gráfico 23. Precio CBOT (USD dic 2019/tn) y relación stock/uso (%) de maíz
Período enero 1991-diciembre 2019



Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg y Reserva Federal de St. Louis.

En el gráfico 23 se observa una clara relación inversa entre el precio real del maíz en CBOT y el pronóstico del ratio stock/uso reportado por la USDA. Nótese que el período 1998-2002 de precios sostenidamente bajos coincidió con un contexto de stocks stock/uso elevados (siempre con relación a la media del período considerado), al igual que el lapso 2005-06. En cambio, los elevados precios del período 2012-2014 se verificaron en medio de un balance de oferta y uso muy ajustado. Con la mayor holgura de stocks posterior, los precios se estabilizaron en niveles significativamente más bajos. Cabe destacar que el llamado boom de precios de 2008, si bien

alcanzó un pico similar al de 2012-2014, no se condice con stocks tan ajustados como los registrados en este período. Naturalmente, el ratio stock/uso no es la única variable relevante a la hora de explicar la dinámica del precio del maíz.

Al igual que en el caso de la soja, también se incorporan como determinantes el TCRM de EE.UU. y una tasa de interés real (rendimiento real de los bonos del Tesoro estadounidense a 10 años).

9.1.1. Estimación econométrica

Para estimar el precio fundamental del maíz, se recurre nuevamente al estimador OLS Dinámico (DOLS), utilizando datos mensuales para el período que abarca de enero de 1991 a diciembre de 2019.

$$P_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \sum_{j=-p}^p \beta_3 \Delta X_{t-p} + \varepsilon_t$$

Donde

P_t es el precio del maíz en CBOT deflactado por el IPC de EE.UU.

X_t denota los determinantes del precio del maíz

- Relación stock-uso de maíz en EE.UU.
- Tipo de cambio real multilateral de EE.UU.
- Tasa de interés real internacional

Todas estas variables se encuentran expresadas en escala logarítmica.

9.1.2. Resultados

Tabla 17. Resultados de la estimación DOLS de largo plazo

Precio maíz	Coeficiente	
	OLS	DOLS
Tipo de cambio real EEUU	-1,8914	-2,0103
Tasa de interés internacional real	-0,0206	-0,0260
Relación stock/uso maíz	-0,3598	-0,3578
Intercepto	14,7359	15,2832
N	348	348
R2	0,8052	0,8358

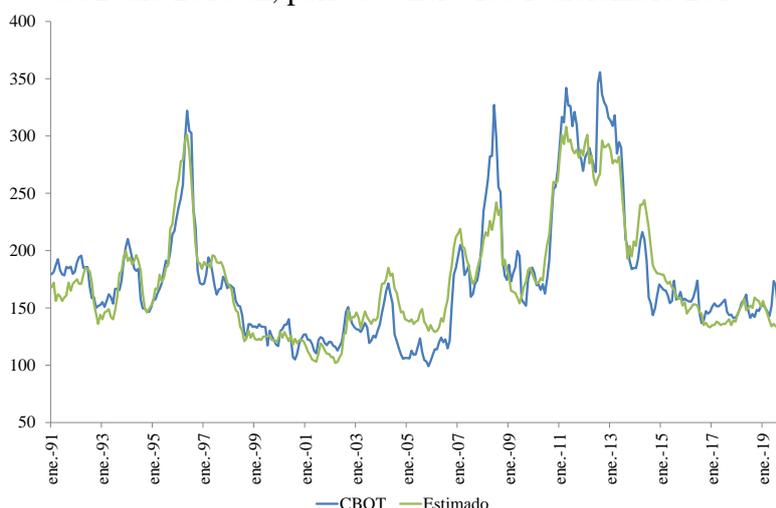
En la tabla 17 se muestran los resultados de la estimación. Todas las variables son estadísticamente relevantes a un nivel de confianza del 99,9% y sus signos acordes a lo predicho por la teoría. En lo que respecta a la bondad del ajuste del modelo, el R2 arroja un valor de 0,84, al igual que en el caso de la soja.

En primer lugar, la elasticidad del precio del maíz con respecto al ratio stock/uso del cereal es de -0,36 en la ecuación de largo plazo. Resulta interesante notar que este ratio posee una incidencia mayor en el precio del maíz en comparación con el modelo de la soja (elasticidad de -0,20), lo cual resulta consistente con la mayor importancia de EE.UU. como abastecedor mundial del cereal en relación a su participación en el mercado de la oleaginosa durante el período considerado.

En cambio, se verifica una elasticidad del precio del maíz al TCRM de EE.UU. (-2,01) ligeramente menor que en el modelo de la soja (-2,21). Aun así, continúa siendo muy elevada, poniendo en relieve la importancia de esta variable a la hora de explicar el precio del maíz.

En tanto, una suba de 1 p.p en la tasa de interés real genera una disminución de 0,03% en el precio de equilibrio de largo plazo del maíz; efecto desdeñable, muy parecido al verificado sobre el precio de la soja.

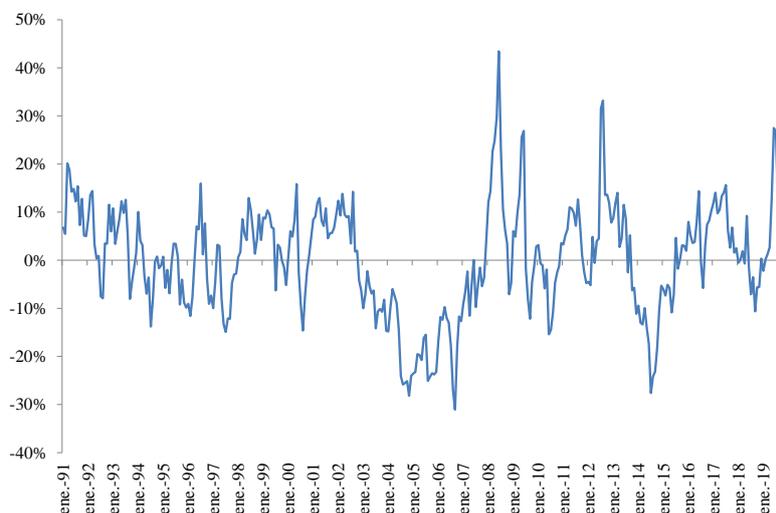
Gráfico 24. Precio maíz CBOT y valor fundamental
USD dic 2019/tn, período enero 1991-diciembre 2019



Nótese que el mayor desalineamiento positivo de la cotización del maíz respecto de su valor fundamental se observa en 2008. Es el período del denominado boom de precios de los commodities, que antecedió a la quiebra de Lehman Brothers y la irrupción de la crisis económica internacional. Este desalineamiento récord, sustancialmente por encima del valor

que marcan los fundamentos, también sumaría evidencia a favor de la existencia de una burbuja especulativa como explicación de la fuerte suba acontecida durante el año 2008.

Gráfico 25. Desalineamiento entre el precio del maíz CBOT y el valor fundamental (%)
Período enero 1991-diciembre 2019



9.2. Modelo empírico para el precio del petróleo

El modelo del precio fundamental del petróleo se estima a partir de datos con frecuencia mensual para el período que abarca desde enero de 1994 hasta diciembre de 2019. La extensión más acotada de la serie hacia atrás en comparación con los modelos de la soja y el maíz responde a la menor disponibilidad de datos.

Para la estimación del precio fundamental del petróleo no puede simplemente replicarse el modelo de la soja, reemplazando la relación stock/uso de la oleaginosa por el del petróleo en EE.UU., como se hizo para el maíz. Además de formar parte de otra clase de commodities (energéticos), se trata de un mercado más segmentado que el de la soja o el maíz, centralmente por el lado de la oferta, con un peso menos decisivo de los EE.UU., si bien este país ha incrementado significativamente su participación en los últimos años a partir del desarrollo de la producción de petróleo no convencional.

Un análisis más detallado del mercado del petróleo excede los objetivos de este trabajo. En esta sección, el propósito central consiste en incluir una serie de variables de control adecuadas para establecer correctamente el efecto parcial del TCRM y de la tasa de interés real sobre el precio del petróleo, y así validar empíricamente la importancia de estos determinantes macroeconómicos como factores explicativos del elevado comovimiento en el precio de los

commodities -en este caso particular, de la soja con el maíz y el petróleo- además de la existencia de los canales de transmisión de precios ya analizados con anterioridad.

La determinación del precio del petróleo a partir de un conjunto de variables fundamentales dista de ser una tarea sencilla⁷⁶ y no abunda la bibliografía al respecto. Se trata de un mercado fuertemente influido por cuestiones políticas, siendo un recurrente factor de disputa entre las principales potencias del mundo por su condición de recurso estratégico para la producción industrial y, más aún, para la maquinaria militar. Esta misma condición ha llevado en no pocas ocasiones a estar en el trasfondo de conflictos regionales y guerras a distinta escala, como la tristemente célebre invasión a Irak por parte de EE.UU. Así, su cotización bien puede escalar rápidamente en medio de tensiones políticas o militares, generalmente en la candente zona de Medio Oriente, mucho más que el precio de otros commodities como la soja o el maíz, aun cuando las condiciones económicas subyacentes no lo ameriten.

Hecha esta breve observación, a continuación se analiza un posible modelo de determinación del precio de equilibrio de largo plazo, con el objetivo central de evaluar el efecto del TCR y la tasa de interés.

Una primera variable a tener en cuenta es, naturalmente, la producción mundial de petróleo. Entre 1994 y 2019 la producción mundial de petróleo se incrementó en forma sostenida, pasando de 61,2 M de barriles diarios a 82,3 M. Los países miembros de la OPEP han contabilizado alrededor del 40% de la producción, liderados por Arabia Saudita, que ha explicado en promedio casi un tercio de la producción del cartel y -en la última década- un 12,5% del volumen mundial. En lo que va del nuevo siglo, Rusia incrementó significativamente su participación en el mercado, pasando de explicar un 10% a un 13% de la producción global. Estados Unidos, gracias al desarrollo del petróleo no convencional, duplicó su producción en los últimos ocho años, aumentando su participación en la producción del 7,6% en 2011 al 14,9% en 2019; un año antes, se convirtió en el primer productor mundial, superando a Rusia. Los tres países citados dan cuenta actualmente del 40% de la producción global, pero el crecimiento observado desde 2005 a la fecha se explica íntegramente por Rusia y EE.UU., mientras que el aumento registrado desde 2012 se debe en su totalidad al país norteamericano.

⁷⁶ Hecho ya señalado por Hamilton (2008).

Tabla 18. Producción de petróleo a nivel mundial
Millones de barriles diarios

	Producción					% Total			
	Mundial	OPEP	Arabia	Rusia	EEUU	OPEP	Arabia	Rusia	EEUU
1994	61,2	24,6	8,1	6,1	6,7	40,2%	13,3%	10,0%	10,9%
1995	62,4	25,2	8,2	6,0	6,6	40,4%	13,2%	9,6%	10,5%
1996	63,8	25,7	8,2	5,9	6,5	40,2%	12,9%	9,2%	10,1%
1997	65,8	27,0	8,4	5,9	6,5	41,0%	12,7%	9,0%	9,8%
1998	67,0	28,0	8,4	5,9	6,3	41,7%	12,5%	8,7%	9,3%
1999	66,0	26,9	7,8	6,1	5,9	40,7%	11,9%	9,2%	8,9%
2000	68,5	28,6	8,4	6,5	5,8	41,7%	12,3%	9,5%	8,5%
2001	68,1	27,7	8,0	6,9	5,8	40,6%	11,8%	10,2%	8,5%
2002	67,3	26,1	7,6	7,4	5,7	38,8%	11,3%	11,0%	8,5%
2003	69,5	27,5	8,8	8,1	5,7	39,5%	12,6%	11,7%	8,1%
2004	72,6	29,8	9,1	8,8	5,4	41,1%	12,5%	12,1%	7,5%
2005	73,9	31,3	9,6	9,0	5,2	42,3%	12,9%	12,2%	7,0%
2006	73,6	31,0	9,2	9,2	5,1	42,0%	12,4%	12,6%	6,9%
2007	73,3	30,6	8,7	9,4	5,1	41,8%	11,9%	12,9%	6,9%
2008	74,3	32,0	9,3	9,4	5,0	43,1%	12,5%	12,6%	6,7%
2009	73,1	30,3	8,2	9,5	5,4	41,4%	11,3%	13,0%	7,3%
2010	74,9	31,1	8,9	9,7	5,5	41,5%	11,9%	12,9%	7,3%
2011	74,9	31,1	9,5	9,8	5,7	41,5%	12,6%	13,0%	7,6%
2012	76,4	32,3	9,8	9,9	6,5	42,3%	12,9%	13,0%	8,5%
2013	76,5	31,2	9,7	10,1	7,5	40,8%	12,7%	13,1%	9,8%
2014	78,4	31,2	9,7	10,1	8,8	39,9%	12,4%	12,9%	11,2%
2015	80,8	32,5	10,2	10,3	9,4	40,3%	12,6%	12,7%	11,7%
2016	80,8	33,6	10,5	10,6	8,8	41,5%	12,9%	13,1%	10,9%
2017	81,1	33,4	10,1	10,6	9,4	41,2%	12,5%	13,0%	11,5%
2018	82,9	33,4	10,4	10,8	11,0	40,2%	12,6%	13,0%	13,2%
2019	82,3	31,3	9,8	10,8	12,2	38,0%	11,9%	13,2%	14,9%

Fuente: Elaboración propia en base a EIA.

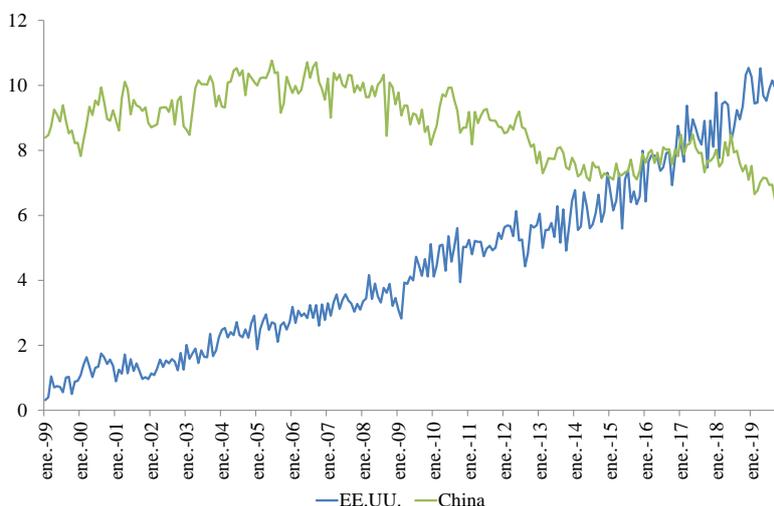
Cómo es conocido, la OPEP funciona como un cartel donde los países miembros actúan coordinadamente. Este bloque ha ejercido históricamente una gran influencia en el precio del petróleo, en virtud de su capacidad para regular una porción decisiva de la oferta global a través de metas acordadas por los países miembros, siempre bajo el liderazgo de Arabia Saudita.

Si bien EE.UU. ha llegado a ser el primer productor mundial de petróleo, también es el principal consumidor a nivel global, con un volumen que todavía se mantiene sustancialmente por encima de su producción, seguido de China. En consecuencia, EE.UU. ha tenido además un peso decisivo en la demanda global de petróleo, liderando las importaciones hasta 2017, cuando fue superado por China.

Naturalmente, las importaciones son otra variable relevante a la hora de analizar el mercado, esta vez por el lado de la demanda. La U.E. lideró las importaciones durante el período considerado, pero con una disminución gradual de su participación en el total, que pasó del

31,6% en 1994 al 22,5% en 2016⁷⁷. A nivel país, EE.UU. fue el principal importador durante la mayor parte del período considerado, pero con una marcada tendencia declinante a partir de 2008, a la par de que este país incrementaba su autoabastecimiento gracias al “shale”. Junto con esto, el rápido y sostenido crecimiento en las importaciones de China a partir de 2003, motorizado por el acelerado crecimiento de su economía, aumentó drásticamente el peso del país asiático en las compras globales, habiendo superado ampliamente a EE.UU. en los últimos dos años. La India es otro país que aumentó significativamente sus importaciones durante este período, con un gran dinamismo en la última década, pasando a ser el tercero a nivel mundial desde 2012, superando a Japón. El gráfico 27 muestra las importaciones por parte de China y EE.UU. hasta el año 2019.

Gráfico 26. Importaciones de petróleo por parte de EE.UU. y China
Millones de barriles diarios. Período enero 1999-diciembre 2019



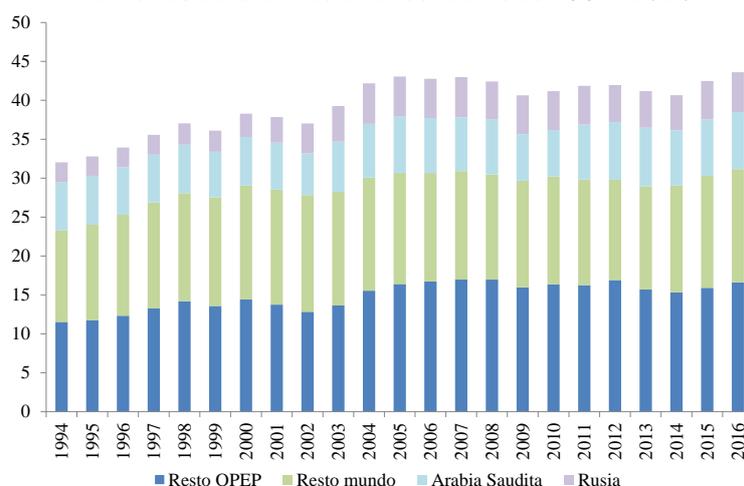
Fuente: Elaboración propia en base a Bloomberg.

En cuanto a las exportaciones (ver gráfico 27), la supremacía corresponde a la OPEP, que acaparó aproximadamente el 55% del total en el período 1994-2016⁷⁸; nuevamente, con Arabia Saudita como principal oferente, que en 2016 explicaba el 16,8% de las ventas mundiales. Durante todo el período le siguió en importancia Rusia, que en 2016 exhibía un 11,7% de las ventas globales.

⁷⁷La última información disponible en la página de la EIA corresponde a 2016. Las importaciones de China y EEUU hasta 2019 se obtuvieron de Bloomberg.

⁷⁸ Al igual que en el caso de las importaciones, la última información referida a las exportaciones de petróleo a nivel mundial reportada por la EIA corresponde al año 2016.

Gráfico 27. Exportaciones de petróleo a nivel mundial
Millones de barriles diarios. Período 1994-2016



Fuente: Elaboración propia en base a EIA.

Los stocks disponibles también son una variable habitualmente tenida en cuenta por los agentes en el mercado del petróleo. En particular, la información acerca de los stocks en Estados Unidos, relevados periódicamente por la EIA, suele motivar fluctuaciones de precios, con especial importancia ante reportes de variaciones no previstas por el mercado.

Esta ha sido una breve descripción del mercado del petróleo crudo, con los principales productores, exportadores y demandantes a nivel mundial. Para estimar el modelo (frecuencia mensual) se consideraron las siguientes variables. 1) La producción global, aproximada por la producción de Arabia Saudita, Estados Unidos y Rusia, los tres principales países productores, que durante el período en cuestión explicaron en promedio un tercio del volumen global; 2) Las importaciones dirigidas a China y EE.UU., que en promedio representaron un 28% del total entre 1993-2016 (último dato); 3) Los stocks de petróleo en EE.UU. (excluidos los inventarios estratégicos); 4) La actividad económica de los principales países y bloques importadores de petróleo, que contempla a la U.E., EE.UU., China y la India⁷⁹.

⁷⁹ Se construyó un índice de actividad económica conjunto que incorpora la producción industrial en frecuencia mensual de la U.E., EE.UU. y la India. Como esa información no estaba disponible para China, se tomó en su lugar el PIB en frecuencia trimestral, que fue mensualizado mediante una interpolación lineal. Se tomó como ponderación la participación de cada país o bloque en las importaciones de 2006. Se consideró ese año por tratarse del punto medio de la muestra, para generar la menor distorsión posible, teniendo en cuenta que la participación de los países o bloques fue variando significativamente a lo largo del período. Por lo tanto, a diferencia de la metodología empleada en los modelos alternativos de la soja para elaborar el índice de actividad económica de los principales países demandantes, en este caso se tomaron ponderaciones fijas y no móviles, debido a aquellas arrojaban resultados muchos más satisfactorios.

Nuevamente, se incluyen el valor real del dólar (TCRM de EE.UU.) y una tasa de interés real como determinantes macroeconómicos del valor fundamental del petróleo, utilizando para ello las mismas variables que en los modelos de la soja y del maíz.

Cabe destacar que se probaron varios modelos alternativos a la hora de estimar el precio fundamental del petróleo. Lamentablemente, debieron desecharse como variables explicativas los stocks en EE.UU. y las importaciones, tanto de china como conjuntas con aquel, debido a la falta de robustez que generaban las mismas en los modelos propuestos⁸⁰. Finalmente se optó por un modelo que prioriza las condiciones deseables de robustez y parsimonia. Además de los determinantes a nivel macroeconómico (TCRM y tasa de interés real), el modelo incluye la producción de petróleo y, como variable de demanda, el índice de actividad económica de los principales países importadores de petróleo, que incluye a la U.E., EE.UU., China e India, ponderado por su respectiva participación en las compras globales. Este determinante se incluye como alternativa de las importaciones, variable que acusó resultados poco satisfactorios en términos de robustez en el modelo⁸¹.

9.2.1. Estimación econométrica

En la estimación del precio fundamental del petróleo se utiliza nuevamente el estimador OLS Dinámico (DOLS), tomando datos mensuales para el período que abarca de enero de 1994 a diciembre de 2019.

$$P_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \sum_{j=-p}^p \beta_3 \Delta X_{t-p} + \beta_4 t + \varepsilon_t$$

Donde

P_t es el precio del petróleo WTI deflactado por el IPC de EE.UU.

⁸⁰ El modelo planeado originalmente, que incluía -además del TCRM y la tasa de interés- los stocks de EEUU, las importaciones chinas y la producción de petróleo, fue descartado debido a la falta de robustez. El período propuesto (enero de 1999 a diciembre 2019) se adecuaba a la disponibilidad de datos de las importaciones chinas. Si bien el modelo arrojaba resultados satisfactorios, con un elevado R², coeficientes de las variables estadísticamente significativos y signos acordes a la predicción de la teoría, los resultados mostraban fuertes alteraciones ante pequeños cambios en la muestra, modificando incluso el signo y la relevancia de algunas variables. Como señala Hamilton (2008), el empleo de especificaciones más detalladas sobre muestras más cortas puede aumentar la calidad del pronóstico del precio del petróleo. Pero en la labor de determinación del modelo adecuado para este trabajo, ninguna ha mostrado la robustez deseable.

⁸¹ Se consideraron tanto las importaciones de China como las compras conjuntas con EE.UU. No se disponía de información en frecuencia mensual para otros países relevantes, lo cual eventualmente pudo haber influido en la estimación; de todos modos, aquellos son los principales importadores de petróleo, con un 35% del mercado en la actualidad.

X_t denota los determinantes del precio del petróleo

- Tipo de cambio real multilateral de EE.UU.
- Tasa de interés real
- Producción conjunta de Arabia Saudita, EE.UU. y Rusia.
- Índice de actividad económica de los principales países importadores.

El subíndice p representa el número de adelantos y rezagos ($p=6$). Todas las variables se encuentran expresadas en escala logarítmica.

9.2.2. Resultados

En la tabla 19 se muestran los resultados. Todas las variables son estadísticamente significativas a un 99,9% de confianza, con excepción de la tendencia lineal, que resulta irrelevante al 95%; los signos de las mismas son acordes a lo predicho por la teoría. El R^2 del modelo es de 0,86, levemente superior al obtenido en el caso de la soja y del maíz.

Tabla 19. Resultados de la estimación DOLS de largo plazo

Precio petróleo	Coeficiente	
	OLS	DOLS
Tipo de cambio real EEUU	-2,8641	-2,8179
Tasa de interés real	-0,0888	-0,1378
Producción petróleo	-2,3300	-2,3896
Índice de actividad económica	2,5367	2,4157
Tendencia lineal	-0,0019	-0,0022
Intercepto	11,8706	12,6232
N	312	312
R2	0,8174	0,8612

Nuevamente, se aprecia una elasticidad muy alta del precio del petróleo al TCRM de EE.UU. en el largo plazo (-2,82), mayor a la registrada en el modelo de la soja.

Un aumento de 1 p.p. en la tasa de interés induce una caída de 0,14% en el precio del petróleo, bastante más relevante que la encontrada en los modelos de la soja y del maíz.

Las variables explicativas específicas del mercado del petróleo tienen un efecto económico muy significativo: el precio del petróleo registra una elasticidad de 2,39 respecto de la producción y de 2,42 con relación al índice de actividad económica.

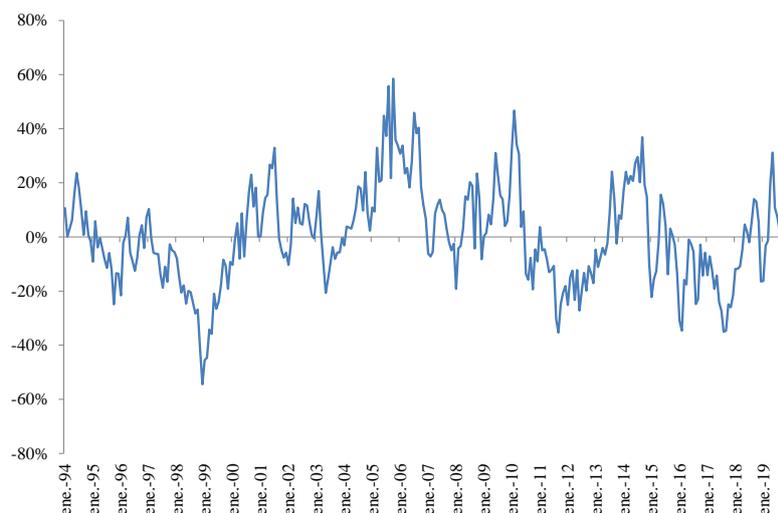
Al igual que en los modelos alternativos estimados para la soja, la tendencia lineal registra un signo negativo (-0,0022).

Los gráficos 28 y 29 muestran los resultados del modelo. Como se puede observar en el gráfico 29, los mayores desalineamientos positivos entre el precio del petróleo WTI y el valor fundamental se verifican en el período 2005-2006. Resulta interesante notar que también se registra un creciente desalineamiento positivo en abril-agosto de 2008, durante el célebre boom de precios de los commodities. Más aún, la brecha absoluta es apenas menor a la registrada en 2005, año que muestra el mayor desalineamiento (relativo), pero sobre niveles de precios mucho más bajos.

Gráfico 28. Precio petróleo y valor fundamental
USD dic. 2019/tn, período enero 1993-diciembre 2019



Gráfico 29. Desalineamiento entre el precio del petróleo y el valor fundamental (%)
Período enero 1993-diciembre 2019



En consecuencia, con relación al debate acerca de la importancia relativa de los fundamentos y de la especulación, este modelo también abona a la hipótesis de que la suba registrada en el

precio del petróleo hacia mediados de 2008 superó significativamente el valor que justificaban las variables fundamentales, tal como aconteció con la soja y el maíz.

En cuanto al objetivo central de haber extendido el análisis del precio de la soja al maíz y al petróleo, que era indagar acerca de la importancia del valor real del dólar y de la tasa de interés real como determinantes macroeconómicos comunes que contribuyeran a explicar el estrecho comovimiento en el precio de estos productos, se encontró evidencia favorable al respecto. El valor real del dólar tiene un rol central en la determinación del precio de estos commodities, mientras que la tasa de interés real posee una incidencia mucho menor, pero también estadísticamente significativa. Por ende, ambos determinantes contribuyen a explicar la elevada correlación en el precio de estos commodities, más allá de los canales económicos (por ej. la sustitución o complementariedad, insumos) o del posible efecto de la especulación, que también podrían ayudar a justificar esa dinámica conjunta. Sin lugar a dudas, un análisis más exhaustivo al respecto consistiría en la estimación de modelos para commodities que no estén directamente relacionados con la soja u otros granos, por ejemplo, los metales, para intentar reforzar la conclusión acerca de la relevancia de las citadas variables macroeconómicas como causa del elevado comovimiento en el precio de los commodities.

10. Conclusiones

El auge del precio de los commodities que tuvo lugar a partir de 2007 y duró en términos generales hasta 2014 abrió un gran debate en el ámbito político y académico acerca de la importancia relativa de la especulación y de los fundamentos para dar cuenta de esa dinámica alcista.

En este marco, el presente trabajo ha procurado contribuir al conocimiento de los factores que inciden en la determinación del precio de la soja a nivel internacional.

Más específicamente, el objetivo central del trabajo consistió en estimar el precio fundamental o de equilibrio de largo plazo de la soja para el período que abarca desde enero de 1991 hasta diciembre de 2019, a partir de un conjunto de variables fundamentales. El mismo parte del modelo planteado por Bastourre et al. (2010) para estimar el valor fundamental de un índice de precios de commodities. Aquí se retoma esta línea de análisis, enfocada en el precio de la soja, producto que ha ganado una importancia decisiva en el devenir de la economía argentina a partir de la década del 2000.

De esta forma, se verificó empíricamente la relevancia de un conjunto de variables fundamentales en la determinación del precio de equilibrio de largo plazo de la soja, considerando la cotización (primer futuro) en el mercado de futuros de CBOT, principal referencia a nivel mundial. El TCRM de EE.UU. (definido de forma tal que sube cuando el dólar se aprecia) resultó ser la variable con mayor incidencia en el precio, con una elasticidad de -2,21. En tanto, la tasa de interés real -rendimiento real de los Bonos del Tesoro de EE.UU. a 10 años- también mostró un efecto estadísticamente significativo, pero débil; un aumento de 1 p.p en la tasa de interés real genera una caída del 0,04% en el precio. Con respecto al determinante intrínseco del mercado de la soja, el ratio stock/uso de la oleaginosa en EE.UU., el precio posee una elasticidad de -0,21.

Una cuestión importante a destacar es que la inclusión del ratio stock/uso como determinante del precio de la soja permite incorporar la situación de la oferta en el análisis, además de la evolución de la demanda, variable que se limitan a considerar numerosos trabajos. Por su parte, algunos estudios incluyen la relación stock/uso, pero junto con otras variables de demanda (por ejemplo, la actividad industrial de los países importadores), que ya quedan indirectamente capturadas por aquella, generando una suerte de duplicación de la información. Lo mismo ocurre con la inclusión de la cotización del petróleo como determinante del precio de la soja u otros granos, recurso también utilizado por otros trabajos.

En ese sentido, las tres estimaciones alternativas realizadas para el precio de la soja, reemplazando el ratio stock/uso por un índice de actividad económica de los principales países demandantes, la actividad económica de China, o bien por las exportaciones de soja de EE.UU. (otra variable habitualmente considerada por los analistas del mercado), mostraron una capacidad predictiva inferior al modelo propuesto inicialmente. Esto confirma la conveniencia de utilizar la especificación original, que permite dar cuenta del balance de oferta y uso, y no variables que reflejen únicamente la dinámica de la demanda o, como en el caso de las exportaciones, que no permiten distinguirla en el marco del modelo de los eventos ocurridos por el lado de la oferta.

Además, la estimación del modelo con datos mensuales resulta una opción ampliamente superadora frente a uno en frecuencia anual, como proceden algunos trabajos que utilizan el ratio stock/uso observado de cada año comercial, perdiéndose de incorporar la mayor variabilidad que pueden brindar los datos mensuales y, por ende, restándole capacidad

explicativa al modelo. Más aún, la estimación del precio fundamental de la soja en frecuencia mensual aumenta su relevancia para la toma de decisiones de política económica.

En cuanto a la incidencia del capital financiero ajeno a la producción o al comercio de soja (“especulativo”), se observa cierta correlación de aquel con el precio de la oleaginosa en el mercado de futuros de CBOT. Más concretamente, la correlación positiva entre la posición neta comprada de los fondos no comerciales (NC) -medida utilizada para reflejar el accionar especulativo- y la variación acumulada del precio se reduce a medida que se acorta la ventana de tiempo, hasta tornarse nula y luego negativa cuando se consideran los cambios de precios en el futuro. Esto podría significar que los especuladores toman sus decisiones de inversión en base a las variaciones de precios registradas en el pasado cercano, en lugar de liderar esos cambios. Sin embargo, el test de causalidad de Granger no muestra resultados concluyentes en cuanto a la precedencia temporal de las variables. Por un lado, los cambios en la posición neta NC no ayudan a pronosticar las variaciones de precios y viceversa. Pero el test de causalidad de Granger debe ser reinterpretado en el marco de una relación de cointegración, como ocurre en este caso, donde se observa que sólo la posición neta NC responde a las discrepancias del equilibrio en el marco de un VEC, aunque el precio de la soja también lo hace cuando se estiman los modelos independientemente. Por lo tanto, si bien la cuestión de la causalidad queda abierta, la evidencia resulta muy poco favorable hacia la hipótesis de que los cambios en la posición neta NC anticipan las variaciones en el precio de la soja. Esto no entra en contradicción con la hipótesis de que el accionar del capital especulativo podría incidir en la dinámica de corto plazo de los precios, pero no en el nivel de equilibrio de largo plazo que, según se corroboró empíricamente en este trabajo, queda determinado por un conjunto de variables fundamentales.

Una correcta comprensión de los factores que inciden en el precio de la soja resulta crucial a la hora de evaluar numerosas decisiones de política económica. En particular, el hacedor de política económica local debería tener en cuenta la magnitud del desalineamiento entre el precio observado y el valor fundamental de la oleaginosa; especialmente, cuando el precio observado supera ampliamente el valor de equilibrio, debido a que, según el modelo estimado, esto anticipa una reversión hacia niveles más bajos, lo cual afectará las cuentas fiscales y externas, entre otros planos de la economía local.

Adicionalmente, se realizó una estimación del precio fundamental del maíz y del petróleo. Como variables específicas de esos mercados, para el maíz se incluyó el ratio stock/uso del cereal, mientras que en el caso del petróleo se consideró la producción conjunta de EE.UU.,

Arabia Saudita y Rusia (los oferentes más importantes) y un índice actividad económica de los principales países importadores. Estas variables muestran efectos significativos en términos económicos y resultan ser estadísticamente relevantes. Asimismo, el precio de ambos productos exhibe una elasticidad alta con respecto al valor real del dólar (TCRM de EE.UU.), mientras que la tasa de interés real posee un efecto mucho más leve, pero igualmente significativo en términos estadísticos. Por consiguiente, el valor real del dólar muestra una importancia primordial en la determinación del precio de equilibrio del maíz y del petróleo, al igual que en el caso de la soja. Esta variable podría contribuir a explicar la elevada correlación que registran diversas clases de commodities, más allá de los canales de transmisión que puedan existir en algunos casos (por ej. productos complementarios o sustitutos), o bien del posible efecto del capital financiero en los mercados de derivados.

11. Referencias

- Alexandratos, N. (2008). Food Price Surges: Possible Causes, Past Experiences and Relevance for Exploring Long-Term Prospects. *Population and Development Review*, 34, 663–697.
- Arteaga, C., Granados, J. y Ojeda, J. (2012). Determinantes de los Precios Internacionales de los Bienes Básicos. Borradores de economía N° 701, Banco de la República, Colombia.
- Baffes, J. (2007). Oil Spills on Other Commodities. Policy Research Working Paper 4333, The World Bank, agosto de 2007.
- Baffes, J. y Hanriotis, T. (2010). Placing the 2006/08 Commodity Price Boom into Perspective. Policy Research Working Paper 5371, The World Bank, julio de 2010.
- Baffes, J. y Dennis, A. (2013). Long-Term Drivers of Food Prices. Policy Research Working Paper 6455, The World Bank, mayo de 2013.
- Baffes, J. y Hanriotis, T. (2016). What Explains Agricultural Price Movements? Policy Research Working Paper 7589, The World Bank, marzo de 2010.
- Bastourre, D., Carrera, J. e Ibarlucía, J. (2010). Precios de las commodities: Factores estructurales, mercados financieros y dinámica no lineal. *Estudios BCRA* N°6, Septiembre de 2010.
- BCR (2018, 2019, 2020). Informativo semanal de la Bolsa de Comercio de Rosario. Edición N° 1877, 28 de septiembre de 2018. Edición N° 1894, de febrero de 2019. Edición 1944, 21 de febrero de 2020.
- BCRA (2009, 2011, 2012). Panorama global de commodities, Banco Central de la República Argentina. Ediciones de mayo 2019, febrero 2011 y junio 2012.
- Boyd, N., Harris, J. y Bingxin, L. (2018). An update on speculation and financialization in commodity markets. *Journal of Commodity Markets*.
- Calvo, G. (2008). Exploding commodity prices, lax monetary policy, and sovereign wealth funds. *VOX, CEPR's Policy Portal*.
- Carpantier, J. (2012). *Empirical Essays on Commodity Prices*. Universite Catholique de Louvain.
- Clements, K. y Manzur, M. (2001). Notes on Exchange Rates and Commodity Prices. Discussion paper 01.25, Department of Economics, The University of Western Australia.
- Choe, J., Hammer, A. y Montgomery, C. (2019). U.S soybean exports to china crushed amid rising trade tensions. *USITC Executive Briefings on Trade*, diciembre de 2019.
- Cooke, B. y Robles, M. (2009). Recent food prices movements. A time series analysis. International Food Policy Research Institute (IFPRI), Discussion Paper No. 00942, Febrero 2009.
- Davies, G. (2011). Fundamentals and speculation in commodity markets. *Financial Times* (16/5/2011).

- Domanski, D. y Heath, A. (2007). Financial investors and commodity markets. *BIS Quarterly Review*, March 2007.
- Dornbusch, R. (1985). *Policy and Performance Links Between LDC Debtors and Industrial Nations*. Massachusetts Institute of Technology.
- Enders, W. (2014). *Applied econometrics time series*. Fourth edition. Wiley.
- Fawley, B. y Juvenal, L. (2011). *Commodity Price Grains: Speculation vs Fundamentals*. The Regional Economist, Federal Reserva Bank of St. Louis.
- Frankel, J. (2006). The effect of monetary policy on real commodity prices. Working Paper 12713, National Bureau of Economic Research.
- Frankel, J. (2008). An explanation for soaring commodity prices. *Vox*, 25 de marzo 2008.
- Frankel, J. y Rose, A. (2010). *Determinants of Agricultural and Mineral Commodity Prices*. HKS Faculty Research Working Paper Series RWP10-038, John F. Kennedy School of Government, Harvard University.
- Gale, F, Hansen, J. y Jewison, M. (2015). *China's Growing Demand for Agricultural Imports*. Economic Information Bulletin Number 136, ERS, USDA.
- Gilbert, C. y Morgan, C. (2010). *Food price volatility*. The Royal Society.
- Gilbert, C. (2010b). *Speculative influences on commodity futures prices 2006-2008*. United Nations conference of trade and development.
- Gracia, E. (2006). *Bubbling Crude: Oil Price Speculation and Interest Rates*.
- Hamilton, J. (2008). *Understanding crude oil prices*. Working Paper 14492, National Bureau of Economic Research.
- Hamilton, J. y Wu, J. (2014). *Effects of index-fund investing on commodity futures prices*. Working Paper 19892, National Bureau of Economic Research.
- Irwin, S., Sanders, D. y Merrin, R. (2009). *Devil or Angel? The Role of Speculation in the Recent Commodity Price Boom (and Bust)*. Invited paper presented at the Southern Agricultural Economics Association Meetings, Atlanta, Georgia.
- Irwin, S. y Sanders, D. (2010). *The Impact of Index and Swap Funds in Commodity Futures Markets*. Technical Report Prepared for the Organization on Economic Co-Operation and Development (OECD).
- Huntington, H., Huang, Z., Al-Fattahc, S., Gucwaa, M. y Nouria, A. (2012). *Oil Markets and Price Movements: A Survey of Determinants*.
- Jenkins R. (2011). The "China effect" on commodity prices and Latin American export earnings. *Cepal review* 103, Abril de 2011.
- Krugman, P. (2008). *Grains gone wild*. *The New York Times* (7/4/2008).
- Masters, M. (2008). *Testimony before Committee of homeland security and governmental affairs of the United States Senate*.

- Reinhart, C. y Borenszstein, E. (1994). The Macroeconomic Determinants of Commodity Prices. University of Maryland, junio de 1994.
- Rindler, D. y Yandler, C. (1972). A Simplified Method for Analyzing the Effects of Exchange Rate Changes on Exports of a Primary Commodity. Staff Papers (IMF), Vol. 19, No. 3, pp. 559-578.
- Roache, S. (2012). China's Impact on World Commodity Markets. IMF Working Paper WP/12/115.
- Robles, M., Torero, M. y von Braun, J. (2009). When speculation matters. International Food Policy Research Institute (IFPRI), Issue Brief 57, Febrero 2009.
- Tang, K. y Xiong, W. (2012). Index Investment and the Financialization of Commodities. Financial Analysts Journal, Volume 68, Number 6, CFA Institute
- Trostle, R. (2008). Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices. A Report from the Economic Research Service, USDA.
- Schaper, M. (2007). Los desafíos del desarrollo sostenible en las economías abiertas de América Latina y el Caribe. CEPAL, Santiago de Chile.
- Shin, Y. (1994). A residual-based test of the null of cointegration against the alternative of no cointegration. Econometric Theory, Vol. 10, No 1, Mar. 1994, pp. 91-115.
- Stock, J. y Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated series. Econometrica, Vol. 61, No 4, Jul. 1993, 738-820.
- UNCTAD (2018). Free market commodity price index methodological note.
- U.S. Commodity Futures Trading Commission (CFTC). Explanatory notes. www.cftc.gov.
- Wolf, M. (2008). Food crisis is a chance to reform global agriculture. Financial Times (29/4/2008).
- Wooldridge, J (2002). Introductory Econometrics. A modern approach. South Western Educational Publishing Hardcover.
- Wright, B. (2010). The Economics of Grain Price Volatility. Applied Economic Perspectives and Policy (2011) volume 33, number 1, pp. 32–58.