

ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ECONOMÍA AGRARIA

Un análisis de la demanda externa del aceite de soja de Argentina

Mariano Nicolas Coronel*

Instituto de Economía Aplicada Litoral (IECAL-FCE-UNL) & CONICET, Santa Fe,
Argentina. (email: mcoronel@fce.unl.edu.ar)

Edith Depetris Guiguet

Instituto de Economía Aplicada Litoral (IECAL-FCE-UNL), Santa Fe, Argentina. (email:
eguiguet@fce.unl.edu.ar)

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN

Eje Temático: Economía de la Producción, Demanda y Oferta de Alimentos

*Este trabajo forma parte de un capítulo de la tesis doctoral de Coronel Mariano bajo la dirección de Edith Depetris Guiguet (Ph.D.). Así mismo se enmarca dentro del proyecto CAID PI 029-0416 de la Universidad Nacional del Litoral, a cargo de Gustavo Rossini (Ph.D.).

Un análisis de la demanda externa del aceite de soja de Argentina

Resumen

El objetivo del presente trabajo consiste en conocer el efecto que poseen aquellas variables que determinan las compras de aceite de soja argentino. Para esto, se modela la conducta de una firma importadora representativa, y se derivan los determinantes de la demanda de importaciones: precios de importación, ingreso real y la volatilidad del tipo de cambio bilateral de los principales compradores. Se agrega además, una variable que da cuenta de la capacidad de autoabastecimiento del país importador. El período analizado comprende los años 1996 a 2012. Se trabaja con un panel de 8 países, estimándose los parámetros mediante métodos robustos a heterocedasticidad, autocorrelación y correlación espacial. De los resultados se desprende la relevancia del nivel de actividad económica y la brecha entre producción interna y consumo doméstico de aceite de soja del período anterior por parte de los principales demandantes. El riesgo cambiario afecta las decisiones de compra de los importadores. En la medida que los países consumidores de aceite de soja desarrollen políticas tendientes al autoabastecimiento, la industria argentina se verá desafiada y obligada a re-elaborar su estrategia de inserción en el comercio internacional.

Palabras Clave: *Efectos Fijos*Efectos Aleatorios*PBI*Autoabastecimiento*Volatilidad del tipo de cambio.

Key determinant of Import demand for argentine soybean oil

Abstract

The aim of this paper is to improve our understanding of the key determinants of import demand for argentine soybean oil. For this, the behavior of a representative importing firm is modeled, and the determinants of the demand for imports are derived: import prices, real income and the volatility of the bilateral exchange rate of the main buyers. A variable that accounts for the self sufficiency of the importing country is also added. The period under analysis covers the years 1996 to 2012. Using panel data, the parameters are estimated using robust methods to heteroskedasticity, autocorrelation and spatial correlation. The importance of the activity level and the gap between production and domestic consumption stands. Also, currency risk affects purchasing decisions of importers. To the extent that consumers soybean oil countries develops policies aimed at self-sufficiency, the local industry will be challenged and forced to rework its strategy of insertion in international trade.

Keywords: *Fixed Effects* Random Effects*GDP*Self-sufficiency* Exchange rate volatility.

1. Introducción

La producción de soja y sus derivados posee un papel fundamental en la estructura productiva de Argentina, como así también, en la generación de divisas a través de la exportación de sus productos. Tomando en conjunto las exportaciones de porotos, harina y aceite, estas representan aproximadamente un 25 % del valor de las exportaciones totales de Argentina.

La fuerte dependencia externa que reviste el complejo sojero, le infiere características diferentes a la de otros complejos o producciones, como es el caso de los productos lácteos o carnes, donde el consumo doméstico posee gran relevancia. La eficiencia que ha adquirido el complejo en el procesamiento de soja, en virtud de inversiones en capacidad instalada y transporte, junto con el escaso consumo interno de sus productos, le ha posibilitado posicionarse como el primer exportador mundial de aceite y harina.

Considerando el mercado internacional de aceite de soja, la oferta del mismo se encuentra concentrada en tres países. Argentina es el principal exportador, siguiéndole en importancia Brasil y Estados Unidos, los cuales, si bien lo superan en producción, presentan un elevado consumo doméstico. Por ende, y a diferencia de sus competidores, la molienda o *crushing* de esta oleaginosa en Argentina, se halla supeditada al desenvolvimiento económico de los principales consumidores de aceite y harina de soja a nivel mundial, amén de aspectos económico-productivos locales.

Respecto a la demanda mundial de aceite de soja, se destaca la participación de China e India, que en conjunto explican alrededor de un tercio de las importaciones totales mundiales tomando el período 2000-2014 (USDA, 2015). Para Argentina, la importancia que poseen estos países como destino de sus exportaciones de aceite de soja se vió reflejada en el año 2010 producto de un conflicto comercial, en el cuál, China discontinuó las compras de aceite argentino, obligando a los exportadores a reorientar las ventas hacia otros destinos, principalmente India, Bangladesh e Iran. A esto, se agrega la política comercial del gigante asiático, consistente en incrementar las importaciones de porotos de soja, para la posterior industrialización interna.

La problemática planteada, pone en relieve la fuerte dependencia del sector aceitero argentino a las vicisitudes de los países importadores, y principalmente de China. Resulta relevante entonces, analizar aquellos aspectos propios de estos países que afectan las compras de aceite de origen argentino.

Para Argentina, se ha analizado el comercio de bienes de manera agregada (Catao y Falceti, 2002; Moccero y Winograd, 2006; Berretoni y Castresana, 2007, 2009; Frachia y Lopez, 2010), y para productos específicos como lácteos (Coronel y García Arancibia, 2011; Coronel, García Arancibia y Vicentin Masaro, 2014), y harina de soja (Coronel, 2014). El presente estudio, busca complementar lo analizado en Coronel (2014), extendiendo el análisis al comercio de aceite de soja.

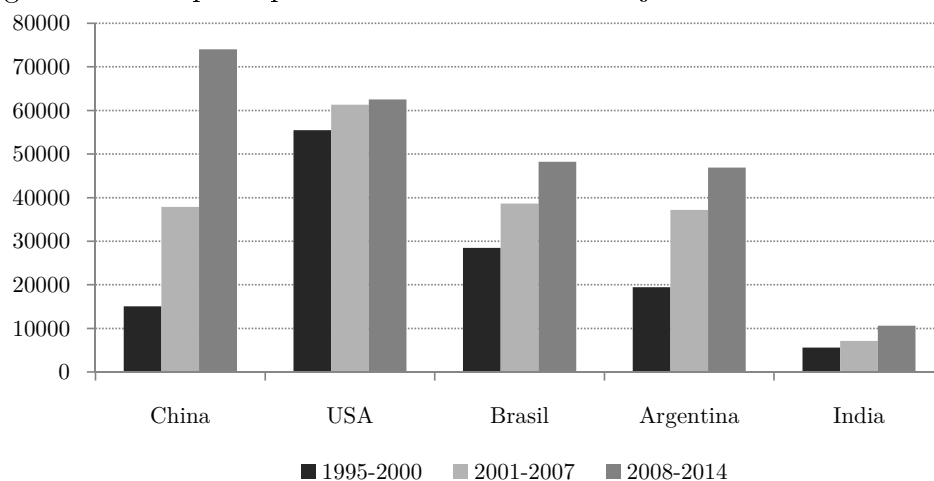
Por lo tanto, el objetivo del trabajo consiste en conocer el efecto que poseen aquellas variables que determinan las compras de aceite de soja argentino. Para esto, se modela la conducta de las empresas importadoras localizadas en los países demandantes, y se derivan aquellas variables explicativas de la demanda de este producto. Para la estimación de los parámetros, se utilizan datos longitudinales y diferentes métodos de estimación: método de Efectos Fijos, Aleatorios, y variantes robustas a heterocedasticidad, autoco-

rrelación y correlación contemporánea. El período bajo análisis se extiende del año 1996 al año 2012.

2. Breve descripción de la Demanda y Oferta mundial de aceite de soja

La producción mundial de aceite de soja tuvo un crecimiento promedio anual del 5% durante el período 1995-2014, explicado principalmente por el aumento de la producción en China, Brasil y Argentina (Figura 1), reflejando la creciente demanda de alimentos producto del crecimiento poblacional y la mejora de ingresos en países en vías de desarrollo. La participación del gigante asiático en la producción mundial pasó del 9% tomando el período 1995-2000 al 25% en el período 2008-2014, superando a Estados Unidos que mantuvo un crecimiento moderado.

Figura 1: Principales productores de aceite de soja. En miles de toneladas.

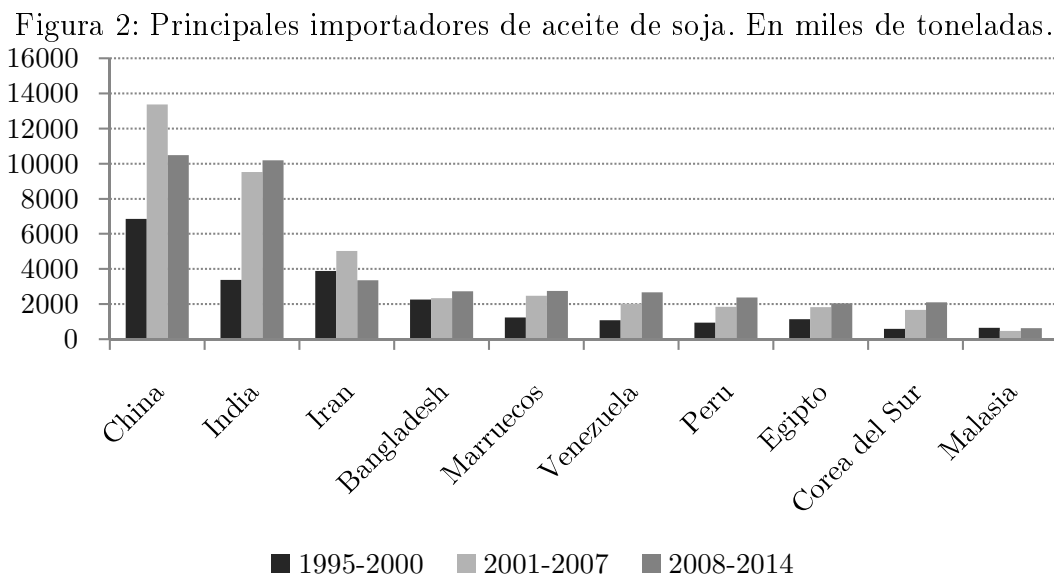


Fuente: Elaboración Propia en base a USDA.

Por su parte, la tasa de crecimiento promedio anual de Argentina y Brasil, fue del 8% y 4%, respectivamente, mientras que la India, si bien incrementó su producción, se mantuvo en valores sensiblemente inferiores en términos comparativos.

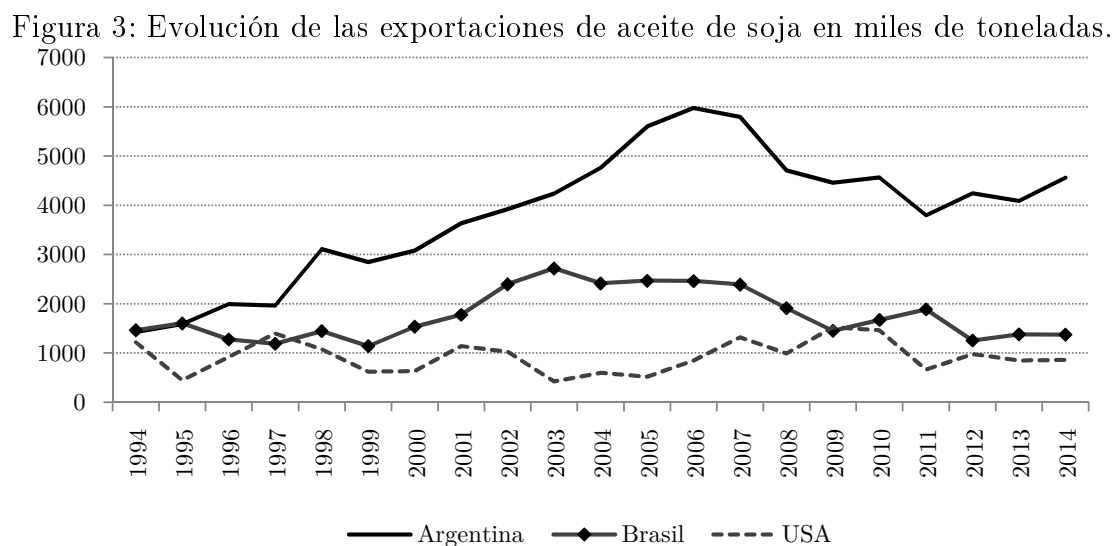
Respecto a la demanda mundial, China e India explican alrededor de un tercio de las mismas, siguiéndole en importancia Irán, con una participación cercana al 8%, Bangladesh, Marruecos, Venezuela, Perú, Egipto, Corea del Sur y Malasia, con participaciones que van del 4% al 1% del total importado. En la figura 2 se muestra la evolución de las importaciones de los principales compradores, diferenciando por sub-período. Al analizar los dos principales compradores, China e India, se observa que la evolución ha sido disímil, relacionándose esto con la dinámica que ha tenido la producción interna. De este modo, China redujo las importaciones de aceite de soja en el último sub-período (2008-2014), gracias a una mayor producción doméstica. Mientras que la India mantuvo estable las

importaciones entre los años 2001 y 2014, evidenciando la imposibilidad de abastecer el consumo interno mediante la producción fronteras adentro.



Fuente: Elaboración Propia en base a USDA.

Del lado de la oferta de aceite de soja, esta se explica fundamentalmente por la participación de tres países: Argentina, Brasil y Estados Unidos. Esto puede apreciarse en la figura 3, donde se muestra la evolución de las cantidades exportadas por estos países durante el período 1994-2014.



Fuente: Elaboración Propia en base a USDA.

Argentina ha incrementado sus ventas externas de manera constante entre el año 1994

y 2006, alcanzando en este último un récord de 6 millones de toneladas vendidas, y una participación del 56 % en las exportaciones mundiales. Este período se caracteriza por una fuerte expansión de los niveles de eficiencia a nivel local, tanto en la producción primaria como en el procesamiento de la semilla. A partir de 2007, se observa una caída de las exportaciones que parece estabilizarse a finales del período bajo estudio.

Por su parte, las exportaciones de Brasil y Estados Unidos se encuentran acotadas por la demanda doméstica de aceite de soja, ya que en promedio, entre el 70 % y 80 % de la producción total se vuelca al mercado interno.

Por último, en la tabla 1 se presenta la participación de los principales destinos en las exportaciones argentinas de aceite de soja. Tomando el período completo (1995-2014), más del 40 % de las exportaciones tuvieron como destino a China e India. De manera consistente con lo analizado anteriormente, China ha disminuido sensiblemente su participación en las exportaciones argentinas (35 % entre 2003 y 2009, y 12 % entre 2010 y 2014), mientras que India ha ganado participación de manera notable, culminando con un porcentaje del 28 % entre el año 2010 y 2014.

En cuanto a los demás destinos, Bangladesh redujo la participación pasando de un 10 % a un 7 %, mientras que Irán y Venezuela disminuyeron sus compras sensiblemente durante el período 2003-2009, computando una participación del 1,5 % y 1,6 %, respectivamente, entre dichos años. Destinos como Perú, Egipto y Corea del Sur, se mantuvieron estable o incrementaron moderadamente su participación a lo largo período considerado. Las mayores compras en términos relativos, por parte de Marruecos y Malasia, se dieron durante los períodos 2003-2009 y 1995-2002, respectivamente.

Tabla 1: Principales destinos de las exportaciones argentinas de aceite de soja (en %).

	Período Completo	Sub-períodos		
	1995-2014	1995-2002	2003-2009	2010-2014
China	21.62	10.21	34.48	11.55
India	21.21	17.43	19.59	27.46
Bangladesh	6.77	10.27	4.80	6.65
Irán	5.96	10.06	1.50	9.31
Peru	4.69	3.03	4.39	6.76
Egipto	4.27	4.33	3.95	4.73
Venezuela	4.29	5.85	1.64	7.11
Corea del Sur	3.40	1.59	3.49	4.97
Marruecos	3.15	3.30	3.97	1.69
Malasia	2.35	3.85	1.51	2.27

Fuente: Elaboración Propia en base a COMTRADE.

3. Modelo de demanda de importaciones: incorporando la volatilidad del tipo de cambio

En la presente sección, se deriva la demanda de aceite de soja a partir de la maximización de la función de utilidad de una firma importadora representativa, que se asume localizada en el país importador. Dicha firma, puede comprar aceite de soja en el mercado interno o adquirirlo en el mercado externo, principalmente de Argentina, Brasil y Estados Unidos, para revenderlo en el mercado doméstico, aplicando o no transformaciones al producto. Siguiendo a Cushman (1986), Anderton y Skudelny (2001) y Anderton, Baltagi, Skudelny y Souda (2005), la función de utilidad de la firma i viene dada por:

$$U_i = p_i^d Q_i - \sum_{j=A,C,I} p_{i,j}^m M_{i,j} - \theta \text{Var} \left[p_i^d Q_i - \sum_{j=A,C,I} p_{i,j}^m M_{i,j} \right] \quad (1)$$

Donde p_i^d es el precio al que vende su producto Q_i^d en el mercado doméstico, $p_{i,j}^m$ con $j = A, C, I$, representa los precios de Argentina, de los países competidores¹ y del mercado interno, expresados en la moneda del importador, y $M_{i,j}$ son las cantidades compradas de Argentina, Competidores e internamente. El parámetro θ representa el grado de aversión al riesgo de la firma i , que multiplicado por la varianza de los beneficios da cuenta del riesgo al que se enfrenta. Si $\theta > 0$ la firma es aversa al riesgo.

Se asume que las empresas importadoras poseen una función de producción de elasticidad de sustitución constante (CES) respecto a las importaciones de Argentina y Competidores, $M_{i,A}$ y $M_{i,C}$, y las cantidades adquiridas localmente $M_{i,I}$:

$$Q_i = \left(M_A^{\frac{\phi-1}{\phi}} + M_C^{\frac{\phi-1}{\phi}} + M_I^{\frac{\phi-1}{\phi}} \right)^{\frac{\phi}{\phi-1}} \quad (2)$$

Se supone además, que la única fuente de incertidumbre es la volatilidad del tipo de cambio, y la fecha de contrato difiere de la de pago. Los precios de importación p_A^m y p_C^m están compuestos por los precios de exportación en moneda de los exportadores multiplicados por el respectivo tipo de cambio: $p_A^m = \tau_{AP_A}^* TC_A$ y $p_C^m = \tau_{CP_C}^* TC_C$, donde TC_A es el tipo de cambio nominal bilateral entre el importador y Argentina (unidades de la moneda del importador por peso), TC_C es el tipo de cambio nominal bilateral entre el importador y Competidores (unidades de la moneda del importador respecto al promedio entre el real y el dólar), y τ_j representa el costo de transporte, incluyendo fletes, seguro y políticas arancelarias. Con esto, y teniendo en cuenta que la única variable aleatoria es el tipo de cambio, la varianza de los beneficios puede re-expresarse de la siguiente forma:

$$\text{Var} \left[p_i^d Q_i - \sum_{j=A,C,I} p_{i,j}^m M_{i,j} \right] = \sum_{j=A,C} (p_{i,j}^m M_{i,j})^2 \text{Var}(TC_j) \quad (3)$$

En (3) se encuentra implícito la independencia entre TC_A y TC_C , i.e., $\text{Cov}(TC_A, TC_C) = 0$. Dada la vinculación entre los tipos de cambio nominales *vis-à-vis* Argentina-Brasil, y Argentina-Estados Unidos, dicho supuesto pareciera ser demasiado fuerte. Sin embargo, si bien Anderton y Skudelny (2001) contemplan la dependencia entre los tipos de cambio de los países exportadores, i.e., $\text{Cov}(TC_A, TC_C) \neq 0$, la estimación final de los parámetros del modelo no difiere de aquella en la que se asume $\text{Cov}(TC_A, TC_C) = 0$.

¹Se trabaja considerando a Brasil y Estados Unidos de manera conjunta, ante la imposibilidad de calcular los precios de importación unitarios de manera individual en gran parte de los destinos.

Para hallar la demanda de importaciones de aceite de soja de origen argentino, debe maximizarse la función de utilidad de la firma i respecto a las cantidades $M_{i,A}$. De las condiciones de primer orden surge²:

$$M_{i,A} = \beta_1 \left(\frac{Y_i}{p_i^d} \right) + \beta_2 p_{i,A}^m + \beta_3 p_{i,I}^m + \beta_3 p_{i,C}^m - \beta_4 \text{Var}(TC_{i,A}) + \beta_5 \text{Var}(TC_{i,C}) \quad (4)$$

Donde:

$$\beta_1 = (p_{i,A,0}^m)^{-\phi} \left(\sum_{j=A,C,I} (p_{i,j,0}^m)^{1-\phi} \right)^{-\frac{\phi}{\phi-1}} \quad (5)$$

$$\beta_2 = \phi \frac{Y_{i0}}{p_{i0}^d} \left(\sum_{j=A,C,I} (p_{i,j,0}^m)^{1-\phi} \right)^{-\frac{\phi}{\phi-1}} (p_{i,A,0}^m)^{-1-\phi} \left[\frac{(p_{i,A,0}^m)^{1-\phi}}{\sum_{j=A,C,I} (p_{i,j,0}^m)^{1-\phi}} - 1 \right] \quad (6)$$

$$\beta_3 = \phi \frac{Y_{i0}}{p_{i0}^d} (p_{i,A,0}^m)^{-\phi} \left(\sum_{j=A,C,I} (p_{i,j,0}^m)^{1-\phi} \right)^{-\frac{\phi}{\phi-1}-1} (p_{i,j,0}^m)^{-\phi} \quad (7)$$

$$\beta_4 = 2\theta\phi \left(\frac{p_{i,I,0}^m}{p_{i,A,0}^m} \right)^\phi p_{i,A,0}^m M_{i,A,0} M_{i,I,0} TC_{i,A,0} \left[\frac{(p_{i,A,0}^m)^{1-\phi}}{\sum_{j=A,C,I} (p_{i,j,0}^m)^{1-\phi}} - 1 \right] \quad (8)$$

$$\beta_5 = 2\theta\phi \left(\frac{p_{i,I,0}^m}{p_{i,A,0}^m} \right)^\phi p_{i,A,0}^m M_{i,A,0} M_{i,I,0} TC_{i,A,0} \quad (9)$$

Donde $Y_i = p_i^d Q_i$ es el ingreso de la firma i , y el subíndice 0 alude a las variables originales a partir de aproximaciones de Taylor de primer orden en torno a $\text{Var}(TC_{i,j}) = 0$. A partir de (4-9), se observa que el ingreso real $\frac{Y_i}{p_i^d}$ de la firma i se relaciona positivamente con las cantidades $M_{i,A}$ ($\beta_1 > 0$), mientras que un incremento en $p_{i,A}^m$ reduce las importaciones ($\beta_2 < 0$). Los precios de los bienes sustitutos $p_{i,C}^m$ y $p_{i,I}^m$ se relacionan directamente con $M_{i,A}$ ya que $\beta_3 > 0$, y bajo el supuesto de aversión al riesgo por parte de las firmas importadoras ($\theta > 0$), la volatilidad del tipo de cambio bilateral entre el país importador y Argentina afecta negativamente las cantidades importadas, mientras que un aumento de la volatilidad respecto a la moneda de los competidores incrementa las importaciones de aceite de soja provenientes de Argentina ($\beta_4 > 0$ y $\beta_5 > 0$).

4. Metodología

Teniendo en cuenta la disponibilidad de la información necesaria para estimar (4), la estrategia empírica consiste en la utilización de datos longitudinales, y aplicando técnicas de estimación asociadas a los mismos. Esto obedece a la imposibilidad de contar con variables con frecuencia menor a la anual (tales como el producto bruto para determinados países), por lo que el uso de datos en panel ofrece ventajas respecto a contemplar la demanda de cada uno de los importadores de manera individual bajo el enfoque de series de tiempo.

²Para mayor detalle consultar Anderton et al. (2005).

El panel de importadores está compuesto por ocho países: China, India, Irán, Egipto, Venezuela, Corea del Sur, Marruecos y Malasia. No se incluye a Bangladesh y Perú por no contar con datos de producción interna de aceite de soja. Adicionalmente a las variables determinantes de las importaciones, y teniendo en cuenta las particularidades del mercado internacional de aceite de soja y sus demandantes, se incorpora el cociente entre producción y consumo doméstico rezagado un período, ya que se espera que la brecha entre estas dos variables tenga un efecto importante sobre las cantidades demandadas en el período actual (Sekhar, 2008). Mientras mayor sea la producción respecto al consumo doméstico, menor será la necesidad de importar aceite de soja. Por lo tanto, la formulación empírica del modelo (4) queda de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
MA_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 PBI_{i,t} + \beta_2 \left(\frac{Q}{CD} \right)_{i,t-1} + \beta_3 p_{A,i,t}^m + \beta_4 p_{C,i,t}^m \\
& + \beta_5 IPP_{i,t} + \beta_6 Vol_{A,i,t} + \beta_7 Vol_{C,i,t} + \mu_i + v_{i,t}
\end{aligned} \tag{10}$$

Donde $MA_{i,t}$ son las cantidades importadas de aceite de soja argentino del destino i en el período t ; $PBI_{i,t}$ es el producto bruto interno real del destino i en t ; $\left(\frac{Q}{CD} \right)_{i,t-1}$ es el cociente entre producción y consumo doméstico de aceite por parte del destino i en el período $t - 1$; $p_{j,i,t}^m$ con $j = A, C$ representa los precios de importación respecto a Argentina y sus competidores del destino i ; $IPP_{i,t}$ es un índice de precios al productor del destino i ; $Vol_{j,i,t}$ con $j = A, C$ es la volatilidad de la moneda del país i respecto al peso y un promedio entre el real y el dólar, respectivamente; μ_i representa el efecto individual del importador i ; y $v_{i,t}$ es el error o componente aleatorio del modelo. Todas las variables, a excepción de las volatilidades, están expresadas en logaritmo natural. Respecto a la variable $IPP_{i,t}$, se consideran dos alternativas: el Índice de Precios al Productor general del sector agrícola IPP_{Agr} y el Índice de Precios al Productor de las semillas oleaginosas $IPP_{Oleaginosas}$.

Siguiendo a Arize, Osang y Slottje (2000), Vita y Abbot (2004) y Todani y Munyama (2005), entre otros, la volatilidad del tipo de cambio nominal bilateral entre la moneda del país importador y el país exportador (Argentina y Competidores), se calcula a partir del desvío móvil considerando 3 años:

$$Vol_t = \left[\frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 [\ln(TC_j)_{t+i-1} - \ln(TC_j)_{t+i-2}]^2 \right]^{1/2} \quad \text{con } j = A, C. \tag{11}$$

La estimación de los parámetros en (10) depende en primer lugar, del supuesto que se realice sobre el efecto individual μ_i . De manera general, sea el panel $Y = Z\delta + Z_\mu\mu + v$ donde Y es el vector de dimensión $NT \times 1$ correspondiente a la variable dependiente, $Z = [\mathbf{1}, X]$ la matriz correspondiente a la media general α y las covariables $X_{NT \times k}$, $\delta' = [\alpha', \beta']$ con β vector de dimensión $k \times 1$. El vector μ contiene los efectos individuales y v es el vector de errores aleatorios. Si los μ_i son parámetros fijos a ser estimados y $v_{i,t} \sim i.i.d.(0, \sigma_v^2)$, el enfoque de efectos fijos (E.F.) es el apropiado a partir de la estimación dentro (*within*) de los parámetros. Ahora bien, si $\mu_i \sim i.i.d.(0, \sigma_\mu^2)$ y existe independencia entre $v_{i,t}$ y μ_i , el enfoque es el de efectos aleatorios (E.A.), y la estimación

de los parámetros debe realizarse a partir de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) ya que se está en presencia de equicorrelación (Baltagi, 2005). Si el error no está correlacionado con las variables explicativas, i.e., $E(\mu_i + v_{i,t}|X_{i,t}) = 0$, el estimador de E.A., $\hat{\beta}_{GLS}$ es BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*), pero inconsistente si no se cumple dicho supuesto. Mientras que el estimador de E.F., $\tilde{\beta}_{Within}$ es consistente se cumpla o no $E(\mu_i + v_{i,t}|X_{i,t}) = 0$.

En el presente trabajo, la estimación se realiza mediante ambos enfoques, para luego utilizar la prueba de especificación de Hausman. Adicionalmente, sobre el modelo de efectos fijos, se llevan a cabo pruebas de heterocedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea.

Los datos anuales de comercio de aceite de soja en cantidad y valor fueron obtenidos de COMTRADE³. A partir de estos se calculó el precio unitario de las importaciones de cada uno de los importadores respecto a Argentina y sus competidores, agregando las importaciones totales de Brasil y Estados Unidos, para contar con datos en todos los países importadores. El Producto Bruto Interno real de los países importadores se obtuvo del Fondo Monetario Internacional (*World Economic Outlook 2015*). La producción, consumo doméstico, como así también las exportaciones agregadas y los tipos de cambio anuales respecto al dólar, se obtuvieron del Departamento de Agricultura de los Estados Unidos (USDA y USDA-ERS⁴). Por último, los índices de precios al productor, agrícola general y oleaginosas, se obtuvieron de la base de datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO⁵).

Debido a la forma de cálculo de la volatilidad del tipo de cambio, las estimaciones son realizadas tomando el período 1996-2012.

5. Resultados

En primer lugar, se presentan las estimaciones de base, a partir de las cuáles se compara entre el método de efectos fijos (E.F.) y efectos aleatorios (E.A.). En la tabla 2 se muestran los resultados considerando dos variantes de base, una con el índice de precios al productor del sector agrícola general IPP_{Agr} (Modelo 1), y otra con el índice de precios al productor de las oleaginosas $IPP_{Oleaginosas}$ (Modelo 2).

El test de Hausman para ambos modelos indica que las diferencias entre los estimadores $\hat{\beta}_{GLS}$ y $\tilde{\beta}_{Within}$ no son sistemáticas y significativas, por lo que el estimador de efectos aleatorios sería consistente y en caso de ser el correcto daría estimadores más eficientes. Si bien el análisis de los resultados no se realiza sobre las estimaciones presentadas en la tabla 2, se observa que el signo de los coeficientes es el esperado en base a la teoría, a excepción el precio de importación de los competidores y del índice de precios al productor del sector agrícola.

Por otro lado, en el apéndice se presentan los resultados de las pruebas de homocedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea, llevadas a cabo sobre los estimadores

³ *United Nations Commodity Trade Statistics Database.*

⁴ *United States Department of Agriculture, Economic Research Service.*

⁵ *Food and Agriculture Organization of the United Nations.*

de efectos fijos. Tanto la prueba de Wooldridge, la prueba LM de Breusch-Pagan y la prueba modificada de Wald, indican la presencia de autocorrelación, heterocedasticidad y correlación contemporánea o espacial. En el presente trabajo, se utiliza la corrección de los errores estándar formulada por Driscoll y Kraay (1998), a partir de la estimación no paramétrica de la matriz de covarianzas.

Tabla 2: Estimación Elasticidades EF vs. EA.

	Modelo 1		Modelo 2	
	EF	EA	EF	EA
<i>PBI</i>	2.275*** (0.474)	3.151*** (0.389)	2.195*** (0.467)	3.036*** (0.383)
<i>Ratio</i> $\left(\frac{Q}{CD}\right)_{t-1}$	-0.155 (0.133)	-0.119* (0.0714)	-0.153 (0.132)	-0.117 (0.0717)
p_A^m	-0.488 (0.603)	-0.868 (0.625)	-0.488 (0.603)	-0.892 (0.626)
p_C^m	-0.250 (0.557)	-0.362 (0.589)	-0.288 (0.559)	-0.446 (0.593)
<i>IPP_{Agr}</i>	-0.0365 (0.198)	-0.174 (0.206)		
<i>IPP_{Oleaginosas}</i>			0.0589 (0.178)	0.0325 (0.182)
<i>Vol_{Arg}</i>	-0.497 (0.473)	-0.912* (0.482)	-0.500 (0.473)	-0.929* (0.483)
<i>Vol_{Comp}</i>	0.540 (0.885)	0.867 (0.855)	0.507 (0.889)	0.886 (0.861)
<i>Constante</i>	12.13*** (2.028)	11.55*** (2.021)	12.35*** (2.028)	11.89*** (2.028)
Observaciones	131	131	131	131
Importadores	8	8	8	8
Hausman χ^2	10.69		8.12	
P-valor	0.1525		0.3219	
R_W^2	0.2148	0.2066	0.2153	0.2083
R_B^2	0.7342	0.7795	0.7397	0.7771
R_O^2	0.3633	0.3788	0.361	0.3754

Nota: E.E. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

En la tabla 3 se muestran las estimaciones finales de los parámetros, con sus correspondientes errores estándar corregidos, sobre los que se analizan las hipótesis derivadas del modelo teórico. La longitud óptima de rezagos, equivalente a 2 en este caso, se calcula mediante un procedimiento heurístico a partir de $m(T) = \text{floor}[4(T/100)^{2/9}]$ donde $m(T)$

indica el número de rezagos a incorporar (Newey y West's, 1994). Al igual que Anderton y Skudelny (2001), además de los modelos de base planteados anteriormente, se propone una especificación adicional incluyendo el cociente entre las volatilidades de los tipos de cambio bilaterales, por lo que se tienen en total 4 estimaciones diferentes.

Tabla 3: Estimación Elasticidades mediante E.E. Driscoll & Kraay

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
<i>PBI</i>	3.036*** (0.498)	2.975*** (0.488)	3.151*** (0.566)	3.102*** (0.573)
<i>Ratio</i> $\left(\frac{Q}{CD}\right)_{t-1}$	-0.117* (0.0573)	-0.119* (0.0563)	-0.119** (0.0539)	-0.120** (0.0519)
p_A^m	-0.892** (0.420)	-0.847** (0.365)	-0.868** (0.390)	-0.823** (0.356)
p_C^m	-0.446 (0.324)	-0.400 (0.303)	-0.362 (0.298)	-0.311 (0.286)
<i>IPP</i> _{Oleaginosas}	0.0325 (0.247)	0.0319 (0.233)		
<i>IPP</i> _{Agr}			-0.174 (0.328)	-0.189 (0.319)
<i>Vol</i> _{Arg}	-0.929*** (0.213)		-0.912*** (0.206)	
<i>Vol</i> _{Comp}	0.886 (0.557)		0.867* (0.420)	
<i>Ratio Vol</i>		-0.104** (0.0397)		-0.103** (0.0376)
<i>Constante</i>	11.89*** (1.934)	11.73*** (1.525)	11.55*** (1.860)	11.37*** (1.703)
Observaciones	131	131	131	131
R^2	0.375	0.365	0.379	0.369
Nº Importadores	8	8	8	8

Nota: E.E.R. entre paréntesis. *** $p < 0.01$ %; ** $p < 0.05$ %; * $p < 0.1$ %

Todos los modelos presentan un ajuste aceptable en términos del coeficiente de determinación R^2 , teniendo en cuenta la característica de los datos empleados. Las variables que resultan estadísticamente significativas, presentan el signo esperado de acuerdo al modelo de maximización de la firma importadora representativa desarrollado anteriormente. En este sentido, la riqueza del país importador y la volatilidad del tipo de cambio de los países competidores se asocian positivamente con las importaciones de origen argentino, mientras que el cociente entre producción y consumo doméstico del período anterior, el precio de importación propio, la volatilidad cambiaria respecto al peso y el ratio de volatilidades, *ceteris paribus*, afectan negativamente las compras de aceite de soja argentino.

Si bien los precios de importación de los competidores y los índices de precios al productor no exhiben el signo esperado, a excepción de $IPP_{Oleaginosas}$, ninguno de ellos resultó estadísticamente significativo.

Considerando todos los modelos, se destaca la relevancia del producto bruto interno de los países importadores, tanto en magnitud como en significatividad estadística. En promedio, un aumento del 1% en el ingreso real del país demandante de aceite de soja argentino, incrementa las importaciones de esta *commodity* en un 3%.

La capacidad de autoabastecimiento de los importadores resulta estadísticamente significativa a un nivel del 5% o 10%, dependiendo del modelo. En promedio, un incremento del 10% en el ratio producción/consumo doméstico, reduce las importaciones en un 1,2% aproximadamente. Esto refleja la importancia de la política comercial llevada a cabo por los países que importan aceite de soja, y el riesgo que conlleva sobre la industria de mollienda argentina, la sustitución de importaciones de aceite por las de porotos sin procesar, con el objetivo de industrializar el producto internamente, tal como lo hace China. Este último país, incrementó el cociente Q/CD a un ritmo del 5% anual entre el año 1995 y 2014, lo que le permitió reducir gradualmente sus importaciones. En contrapartida, la India elevó sobremanera su consumo doméstico, sin aumentar simultáneamente su producción (el cociente Q/CD se redujo a una tasa promedio anual del 1,58%), cubriendo esa brecha con crecientes importaciones.

La elasticidad precio propio de las importaciones de aceite argentino presenta el signo esperado, siendo consistente más allá de la especificación propuesta. En este sentido la demanda resulta inelástica. En particular, un incremento de los precios de importación de Argentina del 1%, reduce las cantidades importadas en un menor porcentaje, entre un 0,8% y 0,9%. Tanto la elasticidad precio como la elasticidad ingreso, se encuentran en valores coherentes con los hallados en la literatura empírica.

Respecto a la volatilidad del tipo de cambio entre importador y exportador, en los modelos 1 y 2, que incluyen ambas volatilidades (versus Argentina y versus competidores), se observa el efecto depresivo y significativo que posee la variabilidad cambiaria respecto al peso, sobre las cantidades demandadas de aceite de soja. El signo positivo de la volatilidad de los competidores, da cuenta de un efecto sustitutivo de las importaciones. En este sentido, el país importador sustituye las compras a exportadores con mayor riesgo cambiario por aquellos con menor variabilidad en el tipo de cambio *vis-à-vis*. Consistentemente, el ratio de volatilidades propuesto en los modelos 2 y 4 afecta negativamente las importaciones de aceite argentino.

6. Conclusiones

El complejo de la soja en Argentina se ha posicionado en un lugar destacado en el comercio mundial. El escaso consumo interno de soja y sus derivados, en conjunción con la elevada competitividad internacional, le permite destinar casi la totalidad de la producción al mercado externo, manteniendo el liderazgo a nivel mundial en el comercio de estas *commodities*. En conjunto, las exportaciones del complejo sojero, representan aproximadamente el 25% del valor de las exportaciones totales de Argentina, lo que les

confiere un rol fundamental en la evolución de la balanza comercial.

El objetivo del trabajo consistió en conocer el efecto que poseen aquellas variables que determinan la demanda de aceite de soja argentino por parte de sus principales compradores a nivel mundial. Se planteó un modelo de maximización de los beneficios de una firma importadora representativa, a partir del cuál se derivaron los determinantes de las importaciones de aceite de soja. Entre ellos, el ingreso real del país importador, los precios de importación (propio y de sustitutos), y las volatilidades de los tipos de cambio bilaterales. Se incorporó además, el cociente entre producción y consumo doméstico del período anterior, dada la importancia que reviste la brecha entre oferta y demanda sobre las importaciones en el mercado internacional de aceite de soja (Sekhar, 2008).

Para comprobar las hipótesis del modelo propuesto, y teniendo en cuenta la disponibilidad de datos, se utilizó un panel de 8 países demandantes de aceite de soja de origen argentino: China, India, Irán, Egipto, Venezuela, Corea del Sur, Marruecos y Malasia. El período analizado abarca los años 1996 a 2012, siendo los datos anuales.

Luego de corroborar la existencia de problemas de heterocedasticidad, autocorrelación y correlación espacial, las estimaciones se realizaron mediante errores estándar robustos (Driscoll y Kraay, 2008).

Los resultados obtenidos permiten arribar a las siguientes conclusiones. En primer lugar, y en línea con la literatura empírica sobre comercio internacional, el nivel de crecimiento del país importador resulta fundamental en orden a mantener las ventas externas. Un crecimiento del 1% por parte del país importador, incrementa las importaciones de aceite de soja en un 3% en promedio. La elasticidad precio propia también presenta valores coherentes con los antecedentes empíricos, indicando que la demanda de aceite argentino es inelástica. Por otra parte, no se halló evidencia de asociación entre las importaciones y los precios de los bienes sustitutos.

El riesgo cambiario afecta las decisiones de compra de los importadores. En este sentido, las firmas localizadas en los países importadores reorientan sus compras hacia aquellos países con menor variabilidad en sus tipos de cambio, con el objetivo de reducir la incertidumbre en sus beneficios.

Por último, pero clave para el sector aceitero en Argentina, la capacidad de autoabastecerse por parte de los mayores consumidores de aceite de soja a nivel mundial, es un elemento fundamental a tener en cuenta en el desenvolvimiento a corto y mediano plazo. Esto se evidencia en la reducción de las compras por parte de China gracias a su política comercial, consistente en importar la materia prima para la posterior industrialización. Esto genera costos de oportunidad en la industria de molienda local, ya que obliga a operar con porcentajes de capacidad ociosa importantes. Por lo tanto, y en la medida que los países consumidores de alimentos desarrollen políticas o programas tendientes a la importación de granos para su posterior reconversión, sobre todo en inversiones en plantas procesadoras, la industria local se verá desafiada y obligada a re-elaborar su estrategia de inserción en el comercio internacional.

Bibliografía

Anderton, R., Baltagi, B., Skudelny, F. y Sousa, N. (2005) "Intra- and extra-euro area

- import demand for manufacturer", Working Paper N° 532, European Central Bank.
- Anderton, R. y Skudelny F. (2001) "Exchange rate volatility and euro area imports", ECB Working Paper No. 64
- Berrettoni, D. y Castresana S. (2009) "Elasticidades de comercio de la Argentina para el período 1993-2008", Revista del CEI, N°. 16, Noviembre.
- Berrettoni, D. y Castresana S. (2007) "Exportaciones y tipo de cambio real: el caso de las manufacturas industriales argentinas", *XLII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, Bahía Blanca.
- Catao L. y Falcetti E. (2002) "Determinants of Argentina's External Trade", *Journal of Applied Economics*, 5 (1): 19-57.
- Coronel M. (2014) "Determinantes de las Exportaciones Argentinas de Harina de Soja hacia Europa. Un análisis de Cointegración". En Encuentro de Jóvenes Investigadores 2013, Colección Ciencia y Técnica, comp. Erica Hynes, Daniel Comba y Damian Ramajo, Universidad Nacional del Litoral.
- Coronel M., García Arancibia., R. y J. Vicentin M. (2013). "Efecto del Tipo de Cambio Real Sobre la Oferta de Productos Lácteos Argentinos" *Revista Visión de Futuro*, 18 (1), 193-212.
- Coronel M., García Arancibia R. (2011). "Tipo de Cambio Real en las Exportaciones de Quesos Argentinas". *XLVI Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*. Mar del Plata, 16 al 18 de Noviembre.
- Cushman, D.O. (1986). "Has Exchange Risk Depressed International Trade? The Impact of Third-Country Exchange Risk". *Journal of International Money and Finance*, 5(3): 361-79.
- Driscoll, J., y Kraay A. C. (1998) "Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent data", *Review of Economics and Statistics*, 80: 549-560.
- Frachia, E. y Lopez F. (2010) "Tipo de cambio y exportaciones en Argentina: revisando mitos". *Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política*, del 15 al 19 de Noviembre, Buenos Aires.
- Mocero D. y C. Winograd (2006) "Real Exchange Rate Volatility and Exports: Argentine Perspectives", Evry and Paris School of Economics, November.
- Newey, W. K. y West, K. D. (1994) "Automatic lag selection in covariance matrix estimation", *Review of Economic Studies*, 61: 631-653.
- Sekhar, CSC (2008) "Price formation in the world soybean oil market. An econometric analysis" *Indian Economic Review*, 43(2): 183-204.

Apéndice

Tabla 4: Pruebas de los Supuestos

		Modelo 1	Modelo 2
Autocorrelación Wooldridge test	F	42.874	42.263
	$p - valor$	0.0003	0.0003
Breusch-Pagan LM test	χ^2	47.624	47.088
	$p - valor$	0.0118	0.0134
Modified Wald test	χ^2	40.22	39.7
	$p - valor$	0.0000	0.0000