

ASOCIACIÓN ARGENTINA DE ECONOMÍA AGRARIA

Demanda Mundial de Harina de Soja: un Enfoque Dual

Mariano Nicolas Coronel*

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

Demanda Mundial de Harina de Soja: un Enfoque Dual

Resumen

El objetivo del presente trabajo consiste en conocer la respuesta de los principales países compradores de harina de soja a los cambios en el precio de dicho producto, y los precios de los diferentes insumos importados utilizados para alimentación animal. Para cumplir con el mismo, se utiliza en el marco de la teoría de producción, el enfoque dual para derivar un sistema de demanda de insumos que incluye a los granos y harina de soja, y maíz. En base a la disponibilidad de información, se cuenta con 21 países durante el período 1995-2013. Dicho sistema de ecuaciones se estima utilizando datos en panel y aplicando el método de Efectos Fijos y errores estándar robustos. Los estimadores obtenidos se utilizan para calcular las elasticidades precio, propias y cruzadas, entre los diferentes insumos. Los resultados indican una relación de sustitución entre los mismos y una mayor dependencia de las importaciones de harina por parte de los países analizados. Se destaca la posibilidad que poseen un conjunto de países de sustituir harina de soja importada por harina producida localmente a partir de granos importados, lo que puede repercutir sobre la estructura de las exportaciones de Argentina.

Palabras Clave: *Datos en Panel*Efectos Fijos*Efectos Aleatorios*Errores Robustos* Translog*Elasticidades*Granos*Maíz.

International Soybean Meal Demand: a Dual Approach

Abstract

The purpose of this paper is to know the response of the main importers of soybean meal to changes in the price of that product, and prices of various imported inputs used for animal feed. For that, is used in the context of production theory, the dual approach to derive an inputs demand system including soybean meal, soybeans and corn. The system of equations is estimated using panel data and applying Fixed Effects method and robust standard errors. Based on the available information, there are 21 countries during the period 1995-2013. The estimated coefficients are used to calculate the own and cross price elasticities. Results indicate a substitution relationship between them and greater reliance on soybean meals imports from the countries analyzed. The chance that countries have to replace imported soybean meal by soybean meal produced locally from imported grains, which may impact on the argentine export structure.

Keywords: *Panel Data*Fixed Effects*Random Effects*Robust Errors*Translog*
*Elasticities*Soybeans*Corn.

1. Introducción

El complejo sojero en Argentina ha adquirido en las últimas décadas una importancia decisiva en la estructura productiva del país, como así también, en la canasta de bienes exportados. Aproximadamente un tercio del valor de las exportaciones totales de Argentina en el año 2015 está explicado por tres productos, harina, aceite y granos de soja, lo que implica que, uno de cada tres dólares que ingresaron en el año 2015 por la vía comercial corresponden a este complejo, sin considerar las exportaciones de biodiesel a base de esta oleaginosa. De estos tres, la harina de soja es el de mayor relevancia en términos de generación de divisas, explicando tan sólo este producto, el 20 % del valor total de las ventas externas del país para dicho año.

A nivel mundial, la demanda de harina de soja está directamente relacionada a la evolución del consumo de carnes, ya que la misma es uno de los insumos fundamentales en la alimentación animal, especialmente en la producción porcina y avícola, debido a su composición nutricional. La Unión Europea (UE) en conjunto representa el mayor importador de harina de soja y el segundo en granos, debido al déficit en la generación de proteínas suficientes para abastecer la producción de carnes. De acuerdo a Kruppa (2010), el grado de autobastecimiento de proteínas de este bloque ronda el 28 %, siendo tan sólo del 3 % al considerar el aporte proteico proveniente de harina y granos de soja. Durante el período 2012-2015, aproximadamente el 31 % y 11 % de las importaciones mundiales de harina y granos, respectivamente, está explicado por este bloque (USDA, 2016a). En dicho mercado, Argentina participa principalmente en la provisión de harina, debido a las restricciones respecto a la importación de determinadas variedades de granos genéticamente modificados. A esto último, se agrega la preponderancia de China como comprador de granos, con una participación del 60 % de las importaciones totales, absorbiendo casi la totalidad de los granos de soja exportados por Argentina.

Por otra parte, el fuerte crecimiento poblacional y de ingresos de las economías en desarrollo, principalmente asiáticas, ha generado no sólo un incremento en el consumo de alimentos en general, sino también, una mayor occidentalización de la dieta y acceso a los servicios de refrigeración (OCDE-FAO, 2013), que impacta directamente en la demanda mundial de soja y sus derivados. De este conjunto de países, cabe destacar a Vietnam, Indonesia, Tailandia, Filipinas y Malasia, como los principales destinos de las exportaciones argentinas de harina de soja. Considerando el período 2012-2015, los mismos explican en promedio el 25 % de las importaciones mundiales de harina, y se espera que para el año 2020, la región del sudeste asiático sobrepase en participación a la UE (USDA, 2016b).

En base a lo descrito anteriormente, la soja y sus derivados poseen un papel fundamental en la configuración actual del sistema agroalimentario mundial, donde la demanda de harina está explicada principalmente por dos grupos de países con características y dinámicas diferentes, cuya producción de alimentos se encuentra vinculada fuertemente al mercado externo. En este sentido, la fuerte dependencia que posee la UE respecto a la importación de soja y sus derivados para la producción de carne, ha despertado la preocupación de sus países integrantes en orden a asegurar la soberanía alimentaria (de Boer, van Krimpen, Blonk y Tyszler, 2014; de Visser, Schreuder y Stoddard, 2014). La búsqueda de insumos sustitutos, como así también, una mayor flexibilización de la

política respecto al tratamiento de los Organismos Genéticamente Modificados (OGM), representan algunas de las posibles acciones, si bien con un impacto limitado, tendientes a disminuir el déficit en el abastecimiento de proteínas. Sin embargo, el crecimiento proyectado del sudeste asiático implica una mayor competencia para la UE sobre la futura oferta de estos productos.

Teniendo en cuenta la relevancia que posee la harina de soja en el mercado internacional, como así también en la composición de las exportaciones de Argentina, el objetivo de la presente investigación consiste en conocer la respuesta de los principales países compradores de este producto a los cambios en su precio, y en los precios de los diferentes insumos importados utilizados como alimentación animal. En base a la preponderancia que posee este rubro en el costo de producción de estos sectores¹, los precios relativos entre los distintos insumos utilizados representan el principal criterio de optimización por parte de los productores.

Para cumplir con el mismo, se utiliza en el marco de la teoría de producción, el enfoque dual para derivar un sistema de demanda de insumos que incluye a los granos y harina de soja, teniendo en cuenta que, la mayor proporción de los primeros se procesa para convertir en harina. Esto último, depende de la capacidad de molienda de cada uno de los países, otorgándoles la posibilidad de sustituir harina directamente importada por harina producida localmente a partir de granos importados. Dicho enfoque, postula que la tecnología de producción puede ser descrita, bajo ciertas condiciones, a partir de la función de costos. En base a la disponibilidad de información, el sistema de ecuaciones se estima utilizando datos en panel, para lo cual se cuenta con 21 países durante el período 1995-2013. Una vez obtenidos los estimadores, los mismos son utilizados para calcular las elasticidades precio, propias y cruzadas, entre los diferentes insumos considerados.

La presente investigación se estructura de la siguiente manera. En la sección siguiente se presenta el modelo teórico, a través del cual se deriva el sistema de participaciones de insumos a partir de la función de costos. En la sección 3 se desarrolla la metodología utilizada en el marco de datos en panel para estimar los parámetros del sistema presentado en la sección segunda. Debido a las particularidades de la econometría de datos en panel, se muestran en primer lugar los resultados preliminares y las diferentes pruebas estadísticas que permiten evaluar la pertinencia de los diferentes métodos propuestos. En base al diagnóstico realizado, se propone una metodología apropiada. Esto último se presenta en la sección 4. Los resultados finales y la interpretación de los mismos se muestran en la sección 5. En la sección 6 se sintetizan las principales conclusiones obtenidas en el presente trabajo.

2. Sistema de demanda de insumos

La mayor proporción del comercio internacional corresponde a insumos productivos o bienes intermedios, sobre los cuales se aplica determinado grado de transformación, tendiente a la producción de bienes finales los cuales son vendidos en el mercado doméstico,

¹La conversión g/kg de harina de soja se estima en 232, 648 y 967, para la producción de carne bovina, porcina y aves, respectivamente (Gelder, Kammeraat y Kroes, 2008).

o dedicados a la exportación (Davis y Jensen, 1994; Washington y Kilmer, 2002). Claramente, la demanda de harina de soja se encuentra en esta categoría, ya que la misma es utilizada principalmente para la producción de alimentación animal. Teniendo en cuenta esto, en la presente sección se deriva a partir del enfoque dual, un sistema de demanda de insumos que incluye a la soja, harina de soja y demás insumos, a partir de una función de costos flexible, con el objetivo de estimar las respectivas elasticidades precio propia y cruzada entre los mismos.

Una alternativa para la modelización, sería emplear funciones clásicas, como la CES (*Constant Elasticity Substitution*) o la Cobb-Douglas, pero esto restringe las elasticidades de sustitución entre los productos considerados, ya sea a la unidad bajo una función Cobb-Douglas o a cierta constante a estimar bajo una función CES. Dicha restricción puede ser superada a partir de la utilización de funciones con mayor flexibilidad, basadas en aproximaciones de Taylor de segundo 2º orden (e.g. Translog, Leontief Generalizada, Cuadrática Normalizada) o a partir de series de Fourier (Gallant, 1981;1982). Éstas, deben cumplir ciertas condiciones de regularidad con el objeto de captar la tecnología de producción subyacente². Dicho enfoque resulta más adecuado ya que permite analizar el grado o la fuerza en que se relacionan los distintos insumos entre sí.

Se escoge en el presente trabajo, una función translogarítmica de costos, utilizada ampliamente en la literatura. La misma, depende de los precios de los m insumos utilizados en el proceso productivo $\mathbf{p} = (p_1, p_2, \dots, p_m)$ y del nivel de producto y a partir de

$$C(y, \mathbf{p}) = y\alpha_0 \prod_l^m p_l^{\gamma_l} \exp \left[\frac{1}{2} \prod_l^m \prod_j^m \gamma_{lj} \ln p_l \ln p_j \right] \quad (1)$$

Como se observa en (1), se supone una función de costos homotética, ya que la participación de cada insumo no dependerá del nivel de producto. Este supuesto obedece principalmente a la imposibilidad de precisar con exactitud el bien final que es producido a partir del procesamiento de los insumos considerados. Si bien se tiene como referencia la producción de carnes, al emplear datos con un nivel de agregación como el que se propone en el presente trabajo, no debe desconocerse que los insumos bajo análisis atraviesan diferentes transformaciones hasta llegar a convertirse en alimento animal, y además, se utilizan en la producción de otros bienes, como pueden ser aceites y harinas. Si bien casi la totalidad de las importaciones de harina de soja tienen como destino la producción de carnes, posibles insumos a incluir en el sistema, como el maíz y el trigo, poseen una mayor diversidad en sus usos.

Aplicando logaritmo natural en (1) se linealiza dicha función de costos en sus parámetros

$$\ln(C(y, \mathbf{p})) = \ln(y) + \ln(\alpha_0) + \sum_l^m \gamma_l \ln p_l + \frac{1}{2} \sum_l^m \sum_j^m \gamma_{lj} \ln(p_l) \ln(p_j) \quad (2)$$

Derivando la función de costos respecto a $\ln(p_l)$ y utilizando el Lema de Shephard se

²Las condiciones de regularidad se refieren a la curvatura, monotonicidad, homogeneidad e imagen de una función, que se desprenden de la teoría microeconómica.

obtiene la ecuación de participación del insumo l

$$\frac{\partial \ln(C)}{\partial \ln(p_l)} = \frac{\frac{\partial C}{\partial p_l}}{\frac{C}{p_l}} = \frac{p_l x_l}{\sum_l^m p_l x_l} = s_l = \gamma_l + \sum_j^m \gamma_{lj} \ln(p_j) \quad (3)$$

Imponiendo restricciones de homogeneidad ($\sum_l^m \gamma_l = 1; \sum_l^m \gamma_{lj} = 0; \sum_j^m \gamma_{lj} = 0$) y simetría ($\gamma_{lj} = \gamma_{jl}$), y eliminando una de las ecuaciones para así evitar singularidad, el sistema de demanda de insumos, en términos de la participación en el costo, queda expresado como

$$\begin{aligned} s_1 &= \gamma_1 + \sum_j^{M-1} \gamma_{1j} \ln\left(\frac{p_j}{p_M}\right) \\ s_2 &= \gamma_2 + \sum_j^{M-1} \gamma_{2j} \ln\left(\frac{p_j}{p_M}\right) \\ &\vdots \\ s_{M-1} &= \gamma_{M-1} + \sum_j^{M-1} \gamma_{M-1j} \ln\left(\frac{p_j}{p_M}\right) \end{aligned} \quad (4)$$

Una vez estimados los parámetros γ_l y γ_{lj} , las elasticidades precio propia y cruzada pueden calcularse a partir de

$$\eta_l = \frac{\gamma_l + s_l(s_l - 1)}{s_l} \quad \eta_{lj} = \frac{\gamma_{lj} + s_l s_j}{s_l} \quad (5)$$

Además de las elasticidades precio, es posible derivar en este contexto la elasticidad de sustitución entre los diferentes insumos, entendiéndose como el cambio relativo en la proporción de insumos $\left(\frac{x_1}{x_2}\right)$ debido a un cambio en la tasa marginal de sustitución técnica $\left(\frac{f_{x_2}}{f_{x_1}}\right)$, manteniendo el producto constante. Generalizando dicha medida, y bajo el supuesto de competencia perfecta y maximización de beneficios, la tasa marginal de sustitución técnica se iguala con los precios relativos, i.e. $\left(\frac{f_{x_j}}{f_{x_l}}\right) = \left(\frac{p_j}{p_l}\right)$. En base a lo anterior, se desarrollaron diferentes medidas de la elasticidad de sustitución (e.g. Allen, 1938; Allen y Hicks, 1934; Blackorby y Russel, 1989; McFadden, 1963; Morishima, 1967; Uzawa, 1962).

Si bien las conclusiones que permiten alcanzar este conjunto de medidas no se diferencian demasiado de las alcanzadas a partir de las elasticidades cruzadas, ya que las últimas son la base fundamental de las primeras (Frondel, 2010), permiten analizar la curvatura de la función de costos. En este sentido, chequear que la matriz de sustitución, conformada

por las elasticidades parciales de Allen-Uzawa³, es semidefinida negativa, es equivalente a probar que la matriz Hessiana $\Delta_{\mathbf{p}}^2 C(\mathbf{p}, y)$ es semidefinida negativa, lo que implica que la función de costos es cóncava en precios (Christev y Featherstone, 2007). Por ende, más allá de la complementariedad de la elasticidad de sustitución, se calculan en el presente trabajo principalmente por su carácter instrumental, permitiendo de esta manera analizar el supuesto de concavidad en precios de la función de costos. Para ello se analiza el signo de los valores propios de la matriz de sustitución⁴. Las elasticidades de sustitución propia y cruzada, vienen dadas por

$$\sigma_{ll} = \frac{\gamma_{ll} + s_l(s_l - 1)}{s_l^2} = \frac{\epsilon_{ll}}{s_l} \quad \sigma_{lj} = \frac{\gamma_{lj} + s_l s_j}{s_l s_j} = \frac{\epsilon_{lj}}{s_j} \quad (6)$$

3. Metodología

En esta sección se presenta el modelo econométrico y la metodología empleada para la estimación preliminar de los parámetros del sistema de participaciones, y las correspondientes elasticidades a partir de un panel de 21 países durante el período 1995-2013 ($N = 21$ y $T = 19$), contabilizando 399 observaciones por cada ecuación. En promedio para el período considerado, el 75% de las exportaciones argentinas de harina de soja tienen como destino a éstos 21 países. La utilización de datos en panel se debe esencialmente a la imposibilidad de contar con datos de importación con frecuencia menor a la anual para el conjunto de países seleccionados. En este caso, la agrupación de los mismos permite incrementar los grados de libertad y la eficiencia de los estimadores, además de controlar la posible heterogeneidad individual⁵. Sobre este último punto, si bien se supone una función de costos equivalente para todos los países, el marco adoptado permite controlar la heterogeneidad entre los mismos, permitiendo aún, la variación del parámetro γ_l en la ecuación de participación (3) si el método de estimación indicado es el de Efectos Fijos. Además, si bien los estimadores necesarios para calcular las elasticidades precio son equivalentes entre países, las mismas pueden variar en función de las participaciones individuales. Estimaciones de funciones de costos translogarítmicas en el marco de datos en panel pueden encontrarse en Baltagi, Griffin y Rich (1995) y Baltagi y Rich (2005). Con el fin de brindar una clara exposición de los resultados, y teniendo en cuenta las particularidades de la estructura de datos en panel, se presentan en esta sección los métodos básicos de estimación en el marco de un sistema de ecuaciones a partir de los cuáles se contempla la posible heterogeneidad de los individuos: el método de Efectos Fijos y el de Efectos Aleatorios. A partir de ellos, se llevan a cabo diferentes pruebas de especificación, la evaluación de la pertinencia de dichos modelos y los supuestos estadísticos de los mismos. Esto último se presenta en la siguiente sección, junto con los métodos de

³Uzawa (1962) demuestra que las elasticidades parciales de Allen (1938) pueden ser derivadas directamente de la función de costos.

⁴Una matriz es semidefinida negativa si sus eigenvalores son negativos a excepción de uno, que debe ser igual a 0.

⁵Un listado no exhaustivo de las ventajas y desventajas de la utilización de datos en panel puede encontrarse en Hsiao (2014).

estimación finalmente utilizados teniendo en cuenta el diagnóstico realizado.

Considerando el problema de singularidad planteado en el desarrollo teórico del modelo, se plantea un sistema de tres ecuaciones, correspondientes a granos, harina de soja y maíz, de las cuáles, se elimina a la última⁶

$$\begin{aligned}
 sh_{it} &= \gamma_h + \gamma_{hh} \ln \left(\frac{p_h}{p_m} \right)_{it} + \gamma_{hg} \ln \left(\frac{p_g}{p_m} \right)_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \\
 sg_{it} &= \gamma_g + \gamma_{gh} \ln \left(\frac{p_h}{p_m} \right)_{it} + \gamma_{gg} \ln \left(\frac{p_g}{p_m} \right)_{it} + \tau_i + \varphi_{it} \\
 \forall i &= 1, 2, \dots, N. \\
 \forall t &= 1, 2, \dots, T.
 \end{aligned} \tag{7}$$

donde sh_{it} y sg_{it} son las participaciones en el costo total de las importaciones de harina y granos de soja, respectivamente, por parte del destino i en el momento t , $\left(\frac{p_h}{p_m} \right)$ y $\left(\frac{p_g}{p_m} \right)$ son los precios relativos de los mismos insumos que surgen de la condición de homogeneidad en la función de costos, μ_i y τ_i representan los efectos individuales incluidos en ambas ecuaciones, mientras que ε_{it} y φ_{it} representan los términos de error del sistema. Como fuera apuntado anteriormente, la utilización de datos en panel, ofrece la ventaja de contemplar la heterogeneidad que puede existir entre los individuos, en este caso, entre el conjunto de países importadores. De no existir variabilidad entre ellos, el sistema (7) puede ser estimado mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), siendo estos estimadores insesgados y eficientes bajo errores esféricos⁷.

Ahora bien, de existir heterogeneidad, la econometría de datos de panel ha tratado dicha problemática básicamente mediante dos enfoques. Uno supone que los efectos individuales, μ_i y τ_i , son parámetros a ser estimados, permitiendo que los mismos puedan estar correlacionados con las demás covariables. Este enfoque es conocido como Efectos Fijos. El segundo enfoque, supone la heterogeneidad como una variable aleatoria, con cierta distribución, por lo cuál, los efectos individuales pasan a formar parte del término de error del modelo. Desde el punto de vista de la econometría moderna, sin embargo, la heterogeneidad es considerada siempre una variable aleatoria, y el supuesto crucial que diferencia ambos enfoques es el de no correlación entre los efectos individuales y las covariables, i.e. $\mathbb{E}[\mu_i|X] = 0$ y $\mathbb{E}[\tau_i|X] = 0$ (Wooldridge, 2010).

Con el objeto de realizar una presentación clara y compacta de los métodos a utilizar, el

⁶Además del maíz, se consideraron diferentes insumos utilizados en la producción de carnes, entre ellos, trigo, harina de pescado y harina de carne. Respecto a los dos últimos, las participaciones de los mismos resultan despreciables durante el período considerado, y a su vez, generan inconvenientes sobre las condiciones requeridas para la función de costos. Por otra parte, si bien la participación de las importaciones de trigo es relevante para el conjunto de países considerados, se rechaza el supuesto de simetría en precios y la matriz de sustitución no es semidefinida negativa, a partir de la incorporación de dicho cereal al sistema de ecuaciones. Adicionalmente, las elasticidades calculadas entre harina, granos de soja y maíz, son equivalentes ya sea incluyendo o no al trigo, por lo que se decidió finalmente la incorporación de los tres primeros.

⁷Errores o residuos esféricos alude a la proporcionalidad entre la matriz de covarianzas y la matriz identidad.

sistema de ecuaciones (7) se expresa en notación matricial de la siguiente forma

$$\begin{pmatrix} SH \\ SP \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_h & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & Z_g \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \delta_h \\ \delta_g \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_h \\ u_g \end{pmatrix} \quad (8)$$

con $Z_h = [\iota_{NT}, X] \wedge u_h = Z_\mu \mu + v_h$
con $Z_g = [\iota_{NT}, X] \wedge u_g = Z_\phi \tau + v_g$

Los vectores SH y SG de dimensión $N \times T$ corresponden a la variable dependiente, ι_{NT} es un vector de unos de dimensión $N \times T$, la matriz X de dimensión $NT \times k$ se compone de las covariables (precios relativos), $Z_\mu = I_N \otimes \iota_T$ y $Z_\tau = I_N \otimes \iota_T$ asignan a cada individuo su correspondiente efecto, donde ι_T es un vector de unos de tamaño T , I_N es la matriz identidad de dimensión N y \otimes denota el producto de Kronecker. Si los efectos individuales se encuentran correlacionados con las covariables, entonces, $\mu' = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_N)$ y $\tau' = (\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_N)$ se consideran parámetros a estimar. Por último, $\delta'_h = (\gamma_h, \gamma_{hh}, \gamma_{hg})$ y $\delta'_g = (\gamma_g, \gamma_{gh}, \gamma_{gg})$ contienen los parámetros necesarios para el cálculo de las elasticidades de demanda, y los vectores aleatorios vienen representados por $v'_h = (\varepsilon_{11}, \dots, \varepsilon_{1T}, \dots, \varepsilon_{N1}, \dots, \varepsilon_{NT})$ y $v'_g = (\varphi_{11}, \dots, \varphi_{1T}, \dots, \varphi_{N1}, \dots, \varphi_{NT})$.

Uno de los objetivos de emplear sistemas de ecuaciones, además de posibilitar la imposición y prueba de restricciones derivadas de la teoría económica, es el cálculo de estimadores más eficientes, al estar posiblemente correlacionados los errores entre ambas ecuaciones, en este caso, entre v_h y v_g . Por ello, se emplea el método SUR propuesto por Zellner (1962) (*Seemingly Unrelated Regression*) adaptado para datos de panel.

Básicamente, el método SUR consiste en la aplicación de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF), a partir de la estimación de la matriz de covarianzas del sistema. Bajo la hipótesis de residuos esféricos, i.e. $\varepsilon_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$ y $\varphi_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\varphi^2)$, y bajo el modelo de Efectos Fijos, por lo que $\mathbb{E}[\mu_i|X] \neq 0$ y $\mathbb{E}[\tau_i|X] \neq 0$, la matriz de covarianzas del sistema está dada por

$$\Omega = \mathbb{E}(v_h v'_g) = \Sigma_v \otimes (I_N \otimes I_T) \quad (9)$$

con $\Sigma_v = \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\varphi} \\ \sigma_{\varepsilon\varphi} & \sigma_\varphi^2 \end{pmatrix}$

Análogamente al caso uni-ecuacional los elementos de la matriz de covarianzas pueden ser estimados a partir de $\hat{\Sigma}_v = \frac{U'QU}{N(T-1)}$, donde la matriz $U = [v_h, v_g]$ de dimensión $NT \times 2$ está constituida por las perturbaciones aleatorias de ambas ecuaciones, y Q es la matriz que transforma los datos en desviaciones respecto a la media individual⁸. La misma es equivalente a $(I_{NT} - P)$, donde $P = Z_\mu (Z'_\mu Z_\mu)^{-1} Z'_\mu$ es la matriz que promedia las observaciones por individuo. Bajo el modelo de Efectos Fijos, la transformación *within* (en desviaciones respecto a la media individual) es una de las transformaciones posibles que elimina el componente individual μ_i y τ_i , además de cualquier “variable” que sea invariante

⁸Por ejemplo, en el caso de una sola covariable $QY = QX\beta \Leftrightarrow (y_{it} - \bar{y}_i) = \beta_1(x_{it} - \bar{x}_i)$ para todo $i = 1, 2, \dots, N$ y $t = 1, 2, \dots, T$.

en el tiempo. Una transformación alternativa es la que resulta a partir de diferenciar los datos en el tiempo, i.e. $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{it-1}$, conocida como *First Difference*, la cuál elimina también el efecto individual. Sin embargo, bajo errores *IID*, la transformación *within* es más eficiente que la transformación en primeras diferencias (Baltagi, 2008). Para computar U , Baltagi (1980) propone utilizar los residuos *within*, \tilde{v}_h y \tilde{v}_g .

Una vez calculada $\hat{\Omega}$, y centrando las variables respecto a la media individual a partir de la matriz Q , el estimador de Efectos Fijos $\hat{\beta}'_{EF} = (\hat{\gamma}_{hh}, \hat{\gamma}_{hg}, \hat{\gamma}_{gh}, \hat{\gamma}_{gg})$ mediante MCGF, y su varianza, vienen dados por:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{EF} &= (Z'\hat{\Omega}^{-1}Z)^{-1}Z'\hat{\Omega}^{-1}S \\ \mathbb{V}(\hat{\beta}_{EF}) &= s^2(Z'\hat{\Omega}^{-1}Z)^{-1}\end{aligned}\tag{10}$$

Donde $s^2 = \frac{(S - Z\hat{\beta}_{EF})'\hat{\Omega}^{-1}(S - Z\hat{\beta}_{EF})}{2(NT - N - k)}$. Las constantes γ_h y γ_g son recuperadas a partir

de $\hat{\gamma}_h = \bar{S}H - \bar{X} \begin{pmatrix} \hat{\gamma}_{hh} \\ \hat{\gamma}_{hg} \end{pmatrix}$ y $\hat{\gamma}_g = \bar{S}G - \bar{X} \begin{pmatrix} \hat{\gamma}_{gh} \\ \hat{\gamma}_{gg} \end{pmatrix}$, respectivamente, donde $\bar{S}H$, $\bar{S}G$ y \bar{X} representan las medias de las variables dependientes y las covariables. Por otra parte, si se cumple el supuesto de no correlación entre los efectos individuales y las variables regresoras, y además $\mu_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2)$ y $\tau_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_\tau^2)$, la matriz de covarianzas Ω se calcula a partir de:

$$\begin{aligned}\Omega &= \mathbb{E}(u_a u_c') = \Sigma_{\mu\tau} \otimes (I_N \otimes J_T) + \Sigma_v \otimes (I_N \otimes I_T) = \Sigma_1 \otimes P + \Sigma_v \otimes Q \\ \text{con } \Sigma_{\mu\tau} &= \begin{pmatrix} \sigma_\mu^2 & \sigma_{\mu\tau} \\ \sigma_{\mu\tau} & \sigma_\tau^2 \end{pmatrix} \quad \wedge \quad \Sigma_v = \begin{pmatrix} \sigma_\varepsilon^2 & \sigma_{\varepsilon\varphi} \\ \sigma_{\varepsilon\varphi} & \sigma_\varphi^2 \end{pmatrix}\end{aligned}\tag{11}$$

donde $\Sigma_1 = T\Sigma_{\mu\tau} + \Sigma_v$. La matriz Σ_v se obtiene de igual forma, mientras que Σ_1 puede estimarse por $\hat{\Sigma}_1 = \frac{U'PU}{N}$, donde U se define de manera equivalente. El estimador de Efectos Aleatorios $\hat{\delta}'_{EA} = (\hat{\gamma}_a, \hat{\gamma}_{aa}, \hat{\gamma}_{ac}, \hat{\gamma}_c, \hat{\gamma}_{ca}, \hat{\gamma}_{cc})$ mediante MCGF se calcula de manera equivalente a (3.10), con la diferencia que al estar las variables sin transformar, las constantes son estimadas de manera directa.

Una vez obtenidos los estimadores MCO y MCGF ($\hat{\beta}_{FE}$ y $\hat{\delta}_{EA}$), se utilizan los mismos para efectuar una serie de pruebas de especificación sobre cada una de las ecuaciones. Cabe aclarar que, mientras las covariables presentes en ambas ecuaciones del sistema sean las mismas, tanto el estimador MCO como el de Efectos Fijos son equivalentes estimándolos por ecuación o a través de MCGF, no así el estimador de Efectos Aleatorios. Para este último, la existencia de las mismas covariables en las distintas ecuaciones no es condición suficiente para que el estimador MCGF uniecuacional sea equivalente al utilizado para el sistema (Baltagi, 1980).

Para analizar la existencia de heterogeneidad individual se realizan las pruebas de Breusch y Pagan (1980), Honda (1985) y Bera, Sosa-Escudero y Yoon (2001) (BSY de aquí en adelante). A partir de los residuos MCO se contrastan las siguientes hipótesis nulas:

$H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$ y $H_0 : \sigma_\tau^2 = 0$ para cada ecuación, respectivamente. La prueba de BSY (2001), a diferencia de las otras dos propuestas, permite evaluar H_0 en presencia de autocorrelación. Mediante estas pruebas se evalúa la pertinencia del método de Efectos Aleatorios versus Mínimos Cuadrados Ordinarios. La comparación entre el método de Efectos Fijos y MCO se realiza a partir de un test F , cuya hipótesis nula es $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_N = 0$ y $H_0 : \tau_1 = \tau_2 = \dots = \tau_N = 0$, respectivamente para cada ecuación.

Se utiliza la prueba tradicional de Hausman (1978) para evaluar la correlación entre el componente individual y las variables regresoras del modelo, i.e. $H_0 : \mathbb{E}[v_h|X] = 0$ y $H_0 : \mathbb{E}[v_g|X] = 0$. Bajo H_0 , si bien $\hat{\beta}_{FE}$ y $\hat{\delta}_{EA}$ son estimadores consistentes, $\hat{\delta}_{EA}$ es BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*), y asintóticamente eficiente. El estimador de Efectos Fijos es siempre consistente, independientemente del cumplimiento de H_0 , no así el de Efectos Aleatorios. Bajo residuos no esféricos, ninguno de estos estimadores resulta óptimo bajo H_0 o la hipótesis alternativa y la varianza de las diferencias entre ellos ya no es más la diferencia de las varianzas, invalidando la prueba de Hausman. Para subsanar esto, se utiliza el método propuesto por Arellano (1993), que consiste en la estimación de una regresión auxiliar, y la correspondiente prueba de Wald sobre los coeficientes indicados utilizando una matriz de covarianzas robusta a heterocedasticidad y autocorrelación. En cuanto a la esfericidad de los errores, se calculan la prueba de Breusch y Pagan (1980) y la prueba modificada de White para analizar el supuesto de homocedasticidad. La primera de ellas utiliza los residuos MCO, mientras que la segunda, en el marco del modelo de Efectos Fijos, utiliza los residuos *within*. La existencia de un proceso autoregresivo de orden 1 en el componente de error idiosincrático, i.e. $\epsilon_{it} = \rho\epsilon_{it-1} + \xi_{it}$ y $\varphi_{it} = \rho\varphi_{it-1} + \zeta_{it}$ con $|\rho| < 1$, se analiza a partir del test de BSY (2001). Esta prueba es la contrapartida de la presentada anteriormente, es decir, evalúa $H_0 : \rho = 0$ ante la presencia de heterogeneidad individual. Bajo el modelo de Efectos Fijos, se utiliza el test de Multiplicadores de Lagrange desarrollado en Baltagi (2008) para evaluar la existencia de un proceso AR(1) en el error del modelo, el cuál se computa a partir de los residuos *within*.

La correlación entre los individuos puede estar explicada por la respuesta de los mismos a determinados *shocks* exógenos, o a la existencia de un proceso de correlación espacial que depende de alguna medida de distancia⁹. Para analizar la presencia de la misma, se utiliza la prueba de Breusch y Pagan (1980) formulada inicialmente en el marco de modelos SUR, por lo cuál, resulta adecuado para paneles con N pequeño y $T \rightarrow \infty$. Pesaran (2004) plantea en primer lugar una versión escalada del estadístico de Breusch y Pagan (1980), en un contexto de $T \rightarrow \infty$ y $N \rightarrow \infty$, es decir, para paneles con un número elevado de individuos y períodos. Este último, sin embargo, sufre de sesgo cuando N es grande y T pequeño, debido a que para un T finito, la esperanza del estimador no se encuentra centrada correctamente en 0. Por esto, Pesaran (2004) desarrolla un test basado

⁹El primer enfoque ha sido abordado a partir de los Modelos de Factores (*Factor Models*). Los procesos de correlación en base a la distancia entre los individuos son tratados mediante los Modelos Espaciales (*Spatial Models*), los cuáles necesitan la definición *a priori* de una matriz de distancias por parte del investigador, a diferencia del enfoque anterior, que identifica los factores no observados a partir de la estructura de los residuos o a través de las medias entre los individuos (Ver Chudik y Pesaran (2014), Lee y Yo (2014) e.g., para una revisión de diferentes métodos y modelos econométricos para el tratamiento de correlación entre individuos en datos en panel).

en el coeficiente de correlación¹⁰ entre los individuos aplicable a paneles con T finito y $N \rightarrow \infty$. Por último, y en base a la versión escalada de Pesaran (2004), Baltagi, Feng y Kao (2012) proponen un test de Lagrange para el modelo de Efectos Fijos corregido por sesgo. Por lo tanto, y teniendo en cuenta las dimensiones de los paneles utilizados en el presente estudio ($N = 21$ y $T = 19$), se presentan cuatro pruebas para detectar correlación entre las unidades individuales.

Los datos son obtenidos de COMTRADE y FAOSTAT. A partir de los valores y cantidades anuales de importación de harina y granos de soja, y maíz, se construyen los precios unitarios de importación para cada uno de los países durante el período 1995-2013. La participación anual de cada uno de ellos se calcula simplemente como el cociente entre el valor del insumo j sobre la suma de los valores de todos los insumos, $s_j = V_j / \sum_m^M V_m$.

Todas la estimaciones se realizan mediante el software R debido a la mayor flexibilidad del mismo para la manipulación de matrices, utilizando de manera complementaria el paquete estadístico **plm** (Croissant y Millo, 2008).

4. Diagnóstico y Reformulación de los Modelos Econométricos

En la tabla 1 se presentan los parámetros estimados del sistema (7) mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios, Efectos Fijos y Efectos Aleatorios, en la primera, segunda y tercer columna, respectivamente. El test correlación de Breusch y Pagan entre los errores de las ecuaciones de harina y granos de soja, calculado a partir de los residuos *within*, es de $\chi^2_{\frac{M(M-1)}{2}} = 6,33$ (p-valor=0.0118), siendo $M = 2$ el número de ecuaciones. Se presenta además, el coeficiente de determinación $R^2_{McElroy}$ como medida de ajuste del sistema adaptado para datos en panel. Esta medida, muestra un mejor ajuste por parte de los modelos que contemplan la heterogeneidad entre los países. A excepción de los coeficientes $\hat{\gamma}_h$ y $\hat{\gamma}_g$, se observan diferencias marcadas entre el modelo MCO, que asume homogeneidad entre los individuos, y los modelos de Efectos Fijos y Aleatorios. A su vez, los estimadores $\hat{\beta}_{FE}$ y $\hat{\delta}_{EA}$ no difieren demasiado.

De la comparación entre los tres métodos, se desprende de manera clara la importancia de considerar la heterogeneidad individual en la estimación de los parámetros del sistema, lo cual se corrobora mediante las pruebas calculadas a partir de los residuos de estos modelos. Los resultados de estas pruebas, junto con el test de Hausman tradicional y su versión robusta (Arellano, 1993) se muestran en la tabla 2.

¹⁰A diferencia de los anteriores que están basados en el cuadrado del coeficiente de correlación entre los individuos.

Tabla 1: Sistema de Participación de Insumos

	MCO	EF	EA
$\hat{\gamma}_h$	0.4924*** (0.0162)	0.4739*** (0.0505)	0.4742*** (0.1118)
$\hat{\gamma}_{hh}$	-0.2708*** (0.0613)	-0.0156 (0.0277)	-0.0189 (0.0274)
$\hat{\gamma}_{hg}$	0.0768 (0.0638)	-0.0155 (0.0275)	-0.0146 (0.0271)
$\hat{\gamma}_g$	0.2719*** (0.0135)	0.2727*** (0.0505)	0.2724*** (0.0681)
$\hat{\gamma}_{gh}$	0.1691*** (0.0510)	0.0235 (0.0269)	0.0271 (0.0266)
$\hat{\gamma}_{gg}$	-0.1497*** (0.0531)	-0.0706*** (0.0267)	-0.0716*** (0.0263)
N	21	21	21
T	19	19	19
$R^2_{McElroy}$	0.1203	0.8285	0.8258

Nota: *** p -valor < 0.01; ** p -valor < 0.05; * p -valor < 0.1

En la parte superior de la tabla 2 se encuentran las cuatro medidas propuestas para evaluar la presencia de heterogeneidad entre los individuos, considerando cada ecuación por separado. Las hipótesis nulas $H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$ y $H_0 : \sigma_\tau^2 = 0$ son rechazadas claramente por los tres estadísticos (Breusch y Pagan, Honda y BSY), mientras que el test F muestra que los efectos fijos individuales son conjuntamente significativos. Para ambas ecuaciones, se corrobora la existencia de variabilidad entre los países, la cuál debe ser tomada en cuenta en la estimación. Una vez descartado el modelo MCO, resta definir entre el modelo de Efectos Fijos y el de Efectos Aleatorios. Para la ecuación de Argentina, tanto el Hausman tradicional, como el robusto a heterocedasticidad y autocorrelación, indican la existencia de correlación entre el efecto individual y los precios relativos, por lo que el estimador $\hat{\delta}_{EA}$ sería inconsistente. Respecto a la ecuación de participación de granos de soja, si bien se rechaza la hipótesis nula mediante el Hausman tradicional, no sucede lo mismo con el estadístico robusto, al menos fijando un nivel de significancia del 5%.

Una de las desventajas en la utilización de modelos estructurales, como el que se utiliza en el presente estudio, reside en la imposibilidad de incluir variables que no hayan sido derivadas del modelo teórico, lo que podría estar explicando los valores de los estadísticos utilizados para analizar la existencia de heterogeneidad individual. La incorporación de variables adicionales a los precios relativos, como se practica frecuentemente en la literatura de corte empírica, ayudaría a explicar en mayor proporción la variabilidad entre los individuos. Sin embargo, bajo este último enfoque, la desventaja radica en la especificación de una ecuación de demanda que no surge de un proceso lógico deductivo basado en la teoría económica. Se prioriza en este estudio por tanto, la especificación de un sistema de demanda derivado de la teoría microeconómica. Adicionalmente, y teniendo en cuenta que el objetivo de investigación comprende el cálculo de elasticidades precio, la utilización de datos en panel permite controlar en parte dicha heterogeneidad sin la incorporación

de variables adicionales.

Tabla 2: Pruebas Heterogeneidad y Exogeneidad

		Ecuación Harina	Ecuación Granos
Efecto Individual	BP_{EI}^\dagger	2028.1340 (0.0000)	1999.6360 (0.0000)
	$Honda^\ddagger$	45.0348 (0.0000)	44.7173 (0.0000)
	BSY_{EI}^\ddagger	41.4010 (0.0000)	40.8243 (0.0000)
	$Test F$	100.0747 (0.0000)	68.4325 (0.0000)
	Exogeneidad	$Hausman^\dagger$	36.2841 (0.0000)
	$Hausman Robusto^\dagger$	21.1180 (0.0000)	5.5256 (0.0631)

Nota: p-valor entre paréntesis

† distribución chi cuadrado; ‡ distribución normal estándar

La esfericidad de los residuos se analiza a partir de los estadísticos presentados en la tabla 3. El supuesto de homocedasticidad se rechaza a partir de la prueba de Breusch y Pagan BP_H , pero no ocurre lo mismo mediante el test de White, lo que sugiere que la transformación *within* elimina la diferencia de varianzas entre los países importadores. A partir de las pruebas de BSY (2001) y Baltagi (2008), existe evidencia estadística de un proceso AR(1) en los errores de ambas ecuaciones, ya sea bajo un modelo de Efectos Fijos como Aleatorios. Por último, en la parte inferior de la tabla 3 se muestran las pruebas para detectar correlación contemporánea: CD_{BP} (Breusch y Pagan, 1980), CD_{BP-E} y CD_p (Pesaran, 2004) y CD_{BFK} (Baltagi, Feng y Kao, 2012). Todas ellas indican la presencia de una fuerte correlación entre el conjunto de países seleccionados, lo que resulta esperable teniendo en cuenta la problemática bajo análisis. En este sentido, es característico en estudios de flujos de comercio, la existencia de dependencia no sólo en función de distancias geográficas y niveles disimiles de desarrollo económico, sino también, en base a relaciones o acuerdos comerciales instituidos (Breitung, 2014). Sobre esto último, cabe resaltar que, 11 de los 21 países que conforman el panel bajo estudio forman parte de la Unión Europea¹¹.

¹¹Alemania, Bélgica, Dinamarca, España, Francia, Grecia, Irlanda, Italia, Holanda, Inglaterra (actualmente en proceso de salida) y Rumania (adherida en el año 2007).

Tabla 3: Pruebas Esfericidad Residuos por Ecuación

		Ecuación Harina	Ecuación Granos
Heterocedasticidad	$White^\dagger$	3.0270 (0.9999)	8.1034 (0.9947)
	BP_H^\ddagger	104.3439 (0.0000)	102.9241 (0.0000)
Autocorrelación	BSY_A^\dagger	13.6279 (0.0002)	19.6642 (0.0000)
	$Baltagi^\ddagger$	11.5266 (0.0000)	14.0159 (0.0000)
Correlación contemporánea	CD_{BP}^\dagger	659.4095 (0.0000)	588.9620 (0.0000)
	CD_{BP-E}^\dagger	21.9289 (0.0000)	18.4915 (0.0000)
	CD_P^\dagger	17.0168 (0.0000)	6.6581 (0.0000)
	CD_{BFK}^\dagger	24.0247 (0.0000)	18.5532 (0.0000)

Nota: p-valor entre paréntesis

† distribución chi cuadrado; ‡ distribución F ; ‡ distribución normal estándar

En la tabla 4 se presentan los resultados de la estimación de los modelos imponiendo la condición de simetría en precios. De acuerdo al test F de simetría, la misma condición no puede rechazarse para ninguno de los tres modelos, al menos considerando un nivel de significancia del 5%. Al igual que la estimación no restringida, los valores obtenidos mediante MCO difieren sensiblemente respecto a los restantes métodos.

Por último, en la tabla 5 se muestran las elasticidades precio propia y cruzadas entre los diferentes insumos. Las mismas se interpretan en la siguiente sección, debido a los problemas detectados en los errores, lo que puede invalidar la inferencia que se realiza a partir de los errores estándar tradicionales. Sin embargo, puede notarse una diferencia marcada entre las elasticidades calculadas mediante MCO y EF o EA. Es decir, la estimación de las mismas “arrastra” el sesgo de los estimadores del sistema de participación por la no inclusión de la componente individual. Como se observa, el estimador MCO produce en la mayoría de las veces, elasticidades cuya magnitud son del doble o la mitad de las estimadas mediante EF y EA.

Tabla 4: Sistema Demanda de Insumos. Simetría Impuesta

	MCO	EF	EA
$\hat{\gamma}_h$	0.4836*** (0.0139)	0.4703*** (0.0504)	0.4703*** (0.1117)
$\hat{\gamma}_{hh}$	-0.3138*** (0.0526)	-0.0327 (0.0263)	-0.0383 (0.0259)
$\hat{\gamma}_{hg}$	0.1248** (0.0493)	0.0038 (0.0236)	0.0071 (0.0233)
$\hat{\gamma}_{hm}$	0.1890*** (0.0213)	0.0289** (0.0125)	0.0312** (0.0123)
$\hat{\gamma}_g$	0.2652*** (0.0135)	0.2705*** (0.0505)	0.2693*** (0.0681)
$\hat{\gamma}_{gh}$	0.1248** (0.0493)	0.0038 (0.0236)	0.0071 (0.0233)
$\hat{\gamma}_{gg}$	-0.1067** (0.0525)	-0.0535** (0.0255)	-0.0523** (0.0252)
$\hat{\gamma}_{gm}$	-0.0182 (0.0185)	0.0497*** (0.0121)	0.0452*** (0.0119)
$\hat{\gamma}_m$	0.2512*** (0.0255)	0.2592*** (0.0511)	0.2604*** (0.0839)
$\hat{\gamma}_{mh}$	0.1890*** (0.0213)	0.0289** (0.0125)	0.0312** (0.0123)
$\hat{\gamma}_{mg}$	-0.0182 (0.0185)	0.0497*** (0.0121)	0.0452*** (0.0119)
$\hat{\gamma}_{mm}$	-0.1708*** (0.0184)	-0.0786*** (0.0123)	-0.0764*** (0.0121)
F simetría	2.9691	2.0840	2.4434
p-valor	0.0853	0.1492	0.1184

Nota: *** p -valor < 0.01; ** p -valor < 0.05; * p -valor < 0.1

En el apéndice del presente trabajo se muestran las elasticidades parciales de sustitución de Allen-Uzawa, las cuales son calculadas para analizar la forma de la función de costos translogarítmica. El signo de los valores propios de la matriz de sustitución indica que la misma es semidefinida negativa, y por lo tanto la matriz Hessiana¹². Por lo que puede considerarse a la función de costos cóncava en precios. Por otro lado, la condición de monotonicidad es analizada a partir de las participaciones ajustadas, donde la misma se cumple si $\hat{s}h_{it}$, $\hat{s}g_{it}$ y $\hat{s}m_{it}$, son positivas $\forall i = 1, 2, \dots, N$ y $\forall t = 1, 2, \dots, T$. El único vector de estimadores que no cumple con esta condición es el que surge a partir de MCO, donde se produce un sólo valor de -0.15 para la participación ajustada de maíz.

¹²Aquellos autovalores inferiores a |1E-03| se consideran equivalentes a cero (Washington, Yigletu y Andrews, 2002).

Tabla 5: Elasticidades precio propia y cruzada

	MCO	EF	EA
$\hat{\eta}_{hh}$	-1.2098*** (0.2431)	-0.6054*** (0.1215)	-0.6173*** (0.1198)
$\hat{\eta}_{hg}$	0.5200** (0.2279)	0.2598** (0.1092)	0.2668** (0.1078)
$\hat{\eta}_{hm}$	0.6898*** (0.0987)	0.3456*** (0.0579)	0.3505*** (0.0570)
$\hat{\eta}_{gh}$	0.9611 (0.7786)	0.4802 (0.3729)	0.4932 (0.3682)
$\hat{\eta}_{gg}$	-1.1723 (0.8301)	-0.9611** (0.4032)	-0.9561** (0.3982)
$\hat{\eta}_{gm}$	0.2112 (0.2915)	0.4809** (0.1909)	0.4630** (0.1878)
$\hat{\eta}_{mh}$	1.1318*** (0.2656)	0.5670*** (0.1558)	0.5751*** (0.1535)
$\hat{\eta}_{mg}$	0.1875 (0.2298)	0.4269*** (0.1504)	0.4110*** (0.1480)
$\hat{\eta}_{mm}$	-1.3193*** (0.2287)	-0.9939*** (0.1529)	-0.9861*** (0.1511)

Nota: *** p -valor < 0.01; ** p -valor < 0.05; * p -valor < 0.1

Errores estándar entre paréntesis
calculados a partir del método delta.

De las pruebas realizadas se detectaron problemas de autocorrelación y correlación contemporánea en los errores de ambas ecuaciones, y la existencia de heterogeneidad entre los individuos. Adicionalmente, de las elasticidades calculadas a partir de los tres métodos hasta ahora propuestos, no se observan diferencias importantes entre aquellos que contemplan la variabilidad individual, $\hat{\beta}_{EF}$ y $\hat{\delta}_{EA}$. Bajo residuos no esféricos, una alternativa frecuentemente utilizada en la literatura empírica, consiste en utilizar los estimadores de efectos fijos debido a su consistencia, pero corrigiendo su varianza, con el objeto obtener inferencias válidas. Ésta, es la escogida en el presente trabajo.

Ante la presencia de residuos no esféricos, la covarianza del estimador de efectos fijos en el caso uni-ecuacional, puede plantearse de manera general como

$$\text{Cov}(\hat{\beta}_{EF}) = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}(\tilde{X}'\Omega\tilde{X})(\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \quad (12)$$

donde $\tilde{X} = QX$. Dependiendo fundamentalmente de las características del panel bajo estudio, los métodos de estimación de errores estándar robustos difieren en la forma de calcular $V = (\tilde{X}'\Omega\tilde{X})$, o más precisamente, $V = (\tilde{X}'E(v)\tilde{X})$, donde $E(v)$ es una función apropiada de los residuos (Millo, 2014)¹³.

Arellano (1987) propone en base a White (1984) un método general para la estimación de (12), a partir de

¹³La literatura se refiere a la ecuación (12) como *sandwich estimator*.

$$\text{Cov}(\hat{\beta}_{EF}) = \mathbb{V}_I = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \tilde{X}'_i \tilde{v}_i \tilde{v}'_i \tilde{X}_i \right] (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \quad (13)$$

donde $\tilde{v}_i = \tilde{y}_i - \tilde{X}\hat{\beta}_{EF}$ son los residuos *within* del individuo i . La matriz (13) es asintóticamente robusta a heterocedasticidad y autocorrelación. Si bien la misma está desarrollada para paneles con T finito y $N \rightarrow \infty$, Hansen (2007) demuestra que la misma sigue siendo consistente cuando $N \rightarrow \infty$, independientemente de T . De la ecuación (13) puede observarse que la estimación de \hat{V} se basa en el cálculo de varianzas por *cluster* o grupo en la dimensión individual.¹⁴ De manera análoga, puede estimarse (12) pero considerando la dimensión temporal, donde el grupo ahora está constituido por las observaciones de los N individuos para cada uno de los T períodos

$$\text{Cov}(\hat{\beta}_{EF}) = \mathbb{V}_T = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \left[\sum_{t=1}^T \tilde{X}'_t \tilde{v}_t \tilde{v}'_t \tilde{X}_t \right] (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \quad (14)$$

donde $\tilde{v}_t = \tilde{y}_t - \tilde{X}\hat{\beta}_{EF}$ representa los residuos *within* del período t . La matriz \mathbb{V}_T es robusta a heterocedasticidad y correlación contemporánea. Si bien \mathbb{V}_I resulta adecuada en presencia de autocorrelación en el error, la misma no es robusta a correlación contemporánea, y lo opuesto sucede con la matriz \mathbb{V}_T . Teniendo en cuenta esto, han surgido recientemente una serie de estudios que explotan las ventajas de ambas variantes con relativa simplicidad (Petersen, 2009; Cameron y Miller, 2013; Cameron, Gelbach y Miller, 2011; Thompson, 2011). La idea básica de estos métodos, es la estimación de la matriz de covarianzas de $\hat{\beta}_{EF}$ considerando las dos dimensiones, es decir, a partir de un *cluster* bi-direccional

$$\text{Cov}(\hat{\beta}_{EF}) = \mathbb{V}_B = \mathbb{V}_I + \mathbb{V}_T - \mathbb{V}_W \quad (15)$$

$$\text{donde} \quad \mathbb{V}_W = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \tilde{X}'_i \text{diag}(\tilde{v}_i^2) \tilde{X}_i \right] (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}$$

La incorporación de la matriz de White \mathbb{V}_W en (15), evita la doble adición de los elementos de la diagonal al interior de las matrices *sandwich*. En la práctica, la matriz \mathbb{V}_B puede no ser definida positiva. Ante esto, Cameron y Miller (2013) proponen una forma de tratar este problema a partir de la descomposición espectral de \mathbb{V}_B ¹⁵.

Otra corrección frecuentemente utilizada en datos en panel es la propuesta por Driscoll y Kraay (1998), ya que la misma es robusta a la presencia de correlación en ambas

¹⁴Al igual que determinadas estructuras de datos diferenciadas por la pertenencia a cierto grupo (e.g. familia, categoría ocupacional, nivel de ingresos), los grupos o *clusters* en datos en panel están constituidos por la repetición de las observaciones en el tiempo por individuo (Arellano, 2003). Es decir, cada individuo es en sí mismo un *cluster*.

¹⁵El método consiste en descomponer $\mathbb{V}_B = U\Lambda U'$ donde U representa los vectores propios de \mathbb{V}_B y Λ la matriz diagonal con los respectivos autovalores. Luego, se construye $\Lambda^+ = \text{diag}[\lambda_1^+, \dots, \lambda_k^+]$ donde $\lambda_k^+ = \max(0, \lambda_k)$, y se utiliza $\mathbb{V}_B = U\Lambda^+U'$.

dimensiones para $T \rightarrow \infty$. La matriz de covarianzas de Driscoll y Kraay está dada por

$$\mathbb{V}_{DK} = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}\hat{S}_T(\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \quad (16)$$

$$\hat{S}_T = \sum_{t=1}^T \tilde{X}'_t \tilde{v}_t \tilde{v}'_t \tilde{X}_t + \sum_{l=1}^L w_l \left[\sum_{t=1}^T \tilde{X}'_t \tilde{v}_t \tilde{v}'_{t-l} \tilde{X}_{t-l} + \sum_{t=1}^T (\tilde{X}'_t \tilde{v}_t \tilde{v}'_{t-l} \tilde{X}_{t-l})' \right]$$

donde $w_l = 1 - \frac{l}{L+1}$ representa la función de ponderación en base a la cantidad máxima de rezagos L propuesta. La determinación de la longitud del rezago, se obtiene como en Newey y West (1994), a partir de un estimador *plug-in*, $L^* = \text{floor}[4(T/100)^{2/9}]$, siendo $L^* = 2$ para $T = 21$. En (16), se observa que \hat{S}_T contempla la correlación contemporánea a partir de $\sum_{t=1}^T \tilde{X}'_t \tilde{v}_t \tilde{v}'_t \tilde{X}_t$, al igual que \mathbb{V}_T , y la existencia de autocorrelación a través del segundo término.

En síntesis, se utilizan cuatro correcciones sobre la matriz de covarianzas: i) *cluster* por individuo \mathbb{V}_I , ii) *cluster* por tiempo \mathbb{V}_T , iii) *cluster* bi-direccional \mathbb{V}_B y iv) Driscoll y Kraay \mathbb{V}_{DK} . Teniendo en cuenta que no existen diferencias en la estimación de los parámetros bajo el modelo de Efectos Fijos considerando cada ecuación por separado o conjuntamente, siempre que las covariables sean las mismas, las respectivas matrices de covarianzas robustas se estiman para cada ecuación. Luego, se construye la matriz de covarianzas del sistema como una matriz block-diagonal, sobre la cuál, se impone la condición de simetría en precios para calcular los errores estándar robustos del sistema de participación de insumos. Por último, se calculan los errores estándar de las elasticidades precio a partir del método delta para cada una de las variantes escogidas para corregir los problemas de autocorrelación y correlación contemporánea.

5. Resultados Finales

En la tabla 6 se presentan las elasticidades precio de la demanda de insumos evaluadas en la media muestral, y los errores estándar calculados a partir del método delta¹⁶. Las mismas, pueden ser interpretadas como las elasticidades promedio para el conjunto de países bajo estudio. De manera general, e independientemente del método utilizado para el cálculo de las diferentes matrices de covarianzas del sistema de demanda de insumos, la elasticidad de la demanda de granos de soja respecto al precio de la harina de la misma oleaginosa no resulta estadísticamente significativa en ninguno de los casos, sugiriendo a priori una relación asimétrica entre estos insumos para el conjunto de países seleccionados. Las cantidades demandadas de harina responden a las variaciones en el precio de los granos, pero no existe evidencia de lo opuesto, es decir, ante una caída en el precio de la harina los países no sustituirían los granos de soja por ésta.

Por otro lado, el signo de todas las elasticidades cruzadas indica que los granos, harina de soja y maíz, son bienes sustitutos. La sustitución entre granos y harina de soja, se

¹⁶Los errores estándar robustos de los estimadores del sistema de participaciones se incluyen en el apéndice (Tabla 3). Se presentan solamente aquellos necesarios para el cálculo de las elasticidades.

debe a la posibilidad de procesar los granos importados, dependiendo de la capacidad de molienda de cada uno de los países, para así convertirlos en harina. Si se tiene como referencia la producción de carnes, el aporte protéico en la alimentación de los animales se realiza principalmente a partir de la harina de soja, mientras que el maíz realiza el aporte energético. En este sentido, cabría esperar una relación de complementariedad entre éstos dos, debido a sus diferentes características nutricionales. Sin embargo, si bien la harina de soja es considerada como la fuente de proteínas por excelencia, la misma contribuye además con energía, y a su vez, la composición nutricional de las dietas varía por animal, por edad del mismo y por finalidad de la producción (Hasha, 2002; Stein et al., 2008). Como fuera mencionado anteriormente, la utilización de datos agregados provoca una pérdida de dichas especificidades, y además, cabe recordar que determinada proporción de los bienes bajo estudio son empleados en sectores productivos no vinculados con la producción de carnes. Por ende, la idea de sustituibilidad entre el maíz y la harina de soja, debe interpretarse de manera agregada. Adicionalmente, Meilke y Swidinsky (1998) y Meilke, Wensley y Cluff (2001), utilizando también datos agregados pero diferente enfoque teórico-metodológico, estiman la elasticidad precio cruzada de la demanda de harina de soja respecto a cereales secundarios (*coarse grains*)¹⁷, con signo positivo para determinados países.

De la comparación entre los distintos errores estándar, no se aprecia en primer lugar, una ganancia de eficiencia importante a partir del método de Arellano (*cluster* individual) y el método de *cluster* bidireccional. El primero, si bien es robusto a heterocedasticidad y autocorrelación, no lo es respecto a correlación contemporánea, teniendo en cuenta los niveles elevados de la misma que se constataron a partir de las diferentes pruebas estadísticas. Respecto al *cluster* bidireccional, si los regresores varían en el tiempo pero no demasiado por país, como es el caso de los precios de importación unitarios, los errores estándar calculados de esta forma no se diferencian demasiado en términos de eficiencia respecto a los tradicionales, siendo el *cluster* en la dimensión temporal comparativamente superior (Thompson, 2011).

A partir del método de Driscoll y Kraay, el cuál permite el tratamiento de residuos esféricos y correlación contemporánea de manera simultánea, se observa una reducción importante de los errores estándar en la mayoría de las elasticidades, a excepción de $\hat{\eta}_{gh}$, $\hat{\eta}_{gg}$ y $\hat{\eta}_{mm}$. En suma, la evaluación de la significatividad estadística resulta similar considerando el *cluster* en la dimensión temporal y el método de Driscoll y Kray, los cuáles presentan un mejor desempeño en base a las características de las variables bajo análisis y ante la presencia de heterocedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea. Por ende, la interpretación de las elasticidades y su significatividad estadística se realiza teniendo en cuenta cualquiera de estos dos métodos.

¹⁷En base a la clasificación de la OCDE, en esta categoría están incluidos todos los cereales a excepción del trigo y el arroz, comprendiendo el maíz, cebada y sorgo, entre otros.

Tabla 6: Elasticidades Precio. Errores Estándar Robustos

	$\hat{\eta}_{hh}$	$\hat{\eta}_{hg}$	$\hat{\eta}_{hm}$	$\hat{\eta}_{gh}$	$\hat{\eta}_{gg}$	$\hat{\eta}_{gm}$	$\hat{\eta}_{mh}$	$\hat{\eta}_{mg}$	$\hat{\eta}_{mm}$
<i>Coficiente</i>	-0.6054	0.2598	0.3456	0.4802	-0.9611	0.4809	0.5670	0.4269	-0.9939
<i>Error Estándar</i>	(0.1215) ^c	(0.1092) ^b	(0.0579) ^c	(0.3729)	(0.4009) ^b	(0.1909) ^b	(0.1558) ^c	(0.1504) ^c	(0.1529) ^c
<i>Errores estándar Robustos</i>									
Cluster Individuo	0.1915 ^c	0.1269 ^b	0.1452 ^b	0.4664	0.7108	0.4231	0.3909	0.3334	0.5127 ^a
Cluster Tiempo	0.0883 ^c	0.0825 ^c	0.0592 ^c	0.3712	0.4083 ^b	0.1816 ^c	0.1593 ^c	0.1431 ^c	0.2177 ^c
Cluster Bidireccional	0.1564 ^c	0.0874 ^c	0.1427 ^b	0.4078	0.6592	0.4041	0.3841	0.3185	0.4984 ^b
Driscoll y Kraay	0.0773 ^c	0.0846 ^c	0.0506 ^c	0.4319	0.4416 ^b	0.1742 ^c	0.1363 ^c	0.1373 ^c	0.1998 ^c

Nota: Elasticidades evaluadas en la media observada. Errores estándar calculados a partir del método delta.

a: $p\text{-valor} < 0.1$; **b:** $p\text{-valor} < 0.05$; **c:** $p\text{-valor} < 0.01$

Comenzando por la harina de soja, la elasticidad precio propia presenta el signo esperado, y la magnitud de la misma, indica que la demanda de este insumo es inelástica al precio. Un incremento del precio de importación del 10 % reduce la cantidad demandada en un 6 %. Las elasticidades cruzadas resultaron positivas, revelando una relación de sustitución entre la harina y los restantes insumos, respondiendo en mayor medida a los cambios en el precio del cereal. Una variación positiva del 10 % en el precio del grano de soja y el maíz, incrementa las cantidades demandadas de harina en un 2,6 % y 3,4 %, respectivamente. Todas las elasticidades de la demanda de harina de soja son estadísticamente significativas a un nivel de significancia del 1 %.

La demanda de soja presenta una elasticidad casi unitaria, por lo que el cambio en las cantidades demandadas es casi proporcional al cambio en el precio del grano. Como se comentó anteriormente, sólo la elasticidad cruzada respecto al maíz resulta estadísticamente significativa, indicando que un incremento del 10 % en el precio de éste último, aumenta la cantidad demandada de granos de soja en un 5 % aproximadamente.

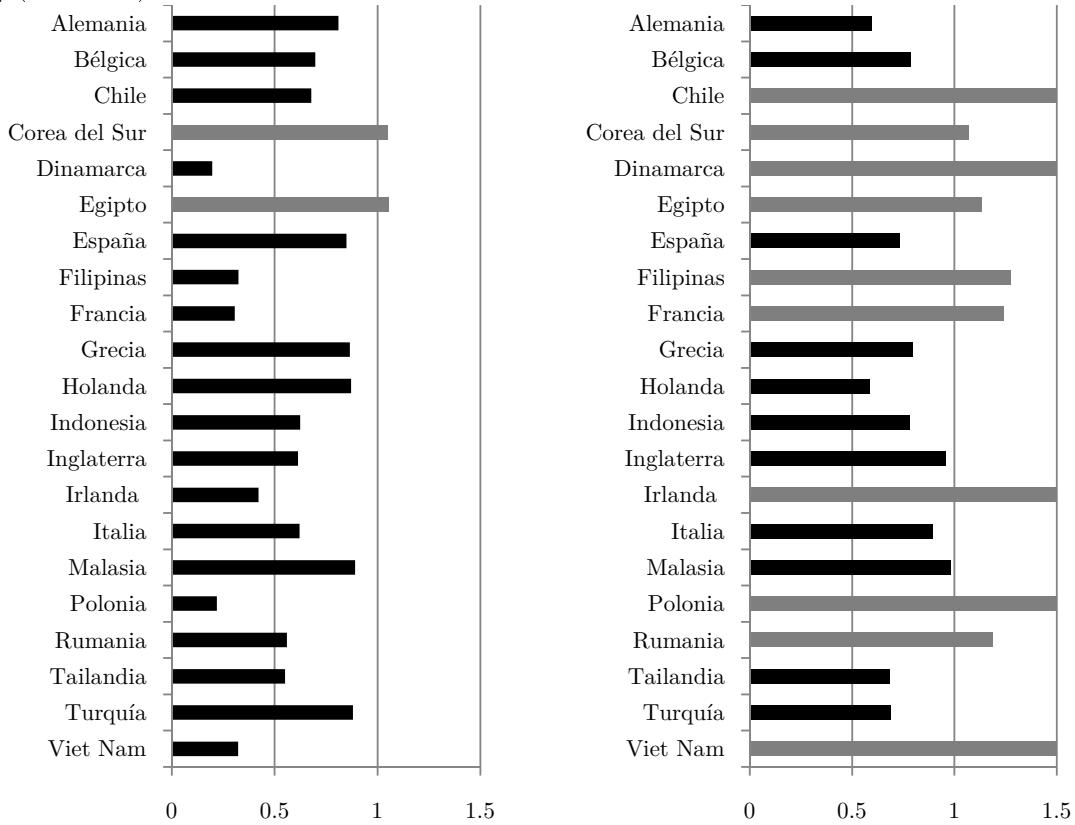
Por su parte, las elasticidades precio de la demanda de maíz resultan todas estadísticamente significativas al 1 %. Al igual que la demanda de granos de soja, la demanda del cereal es de elasticidad unitaria, revelando una respuesta proporcional de las cantidades demandadas a las variaciones en su precio. Comparativamente, la respuesta del maíz a los cambios en el precio de la harina de soja es mayor a la respuesta de las cantidades demandadas de ésta última a las variaciones en el precio del cereal, $\hat{\eta}_{mh} = 0.56$ y $\hat{\eta}_{hm} = 0.34$, respectivamente. La elasticidad respecto a los granos de soja indica que una disminución del 10 % en el precio de la oleaginosa reduce las cantidades demandadas de maíz en un 4,2 % aproximadamente.

Complementariamente al análisis anterior, pueden calcularse las respectivas elasticidades para cada uno de los países, teniendo en cuenta que las mismas van a diferenciarse de acuerdo a las participaciones promedio individuales, ya que se asume una función de costos equivalentes entre los países¹⁸. Por lo tanto, deben considerarse con cierta precaución y como aproximación a la verdadera elasticidad individual. En la figura 1 se muestran las elasticidades precio propia de la demanda de harina y granos de soja, columna izquierda y derecha, respectivamente.

Respecto a la elasticidad precio propia de la harina de soja, a excepción de Corea del Sur y Egipto donde la mayor participación corresponde a las importaciones de maíz, el resto de los países presentan una demanda inelástica, destacándose Dinamarca, Filipinas, Francia, Irlanda, Polonia y Viet Nam, en virtud del peso que poseen las importaciones de dicho insumo.

¹⁸En la tabla 1 del apéndice estadístico se muestran las participaciones promedio de harina, granos y maíz, para cada uno de los países importadores.

Figura 1: Elasticidades precio propia harina y granos de soja por país: $|\hat{\eta}_{hh}|$ (Izquierda), $|\hat{\eta}_{gg}|$ (Derecha).

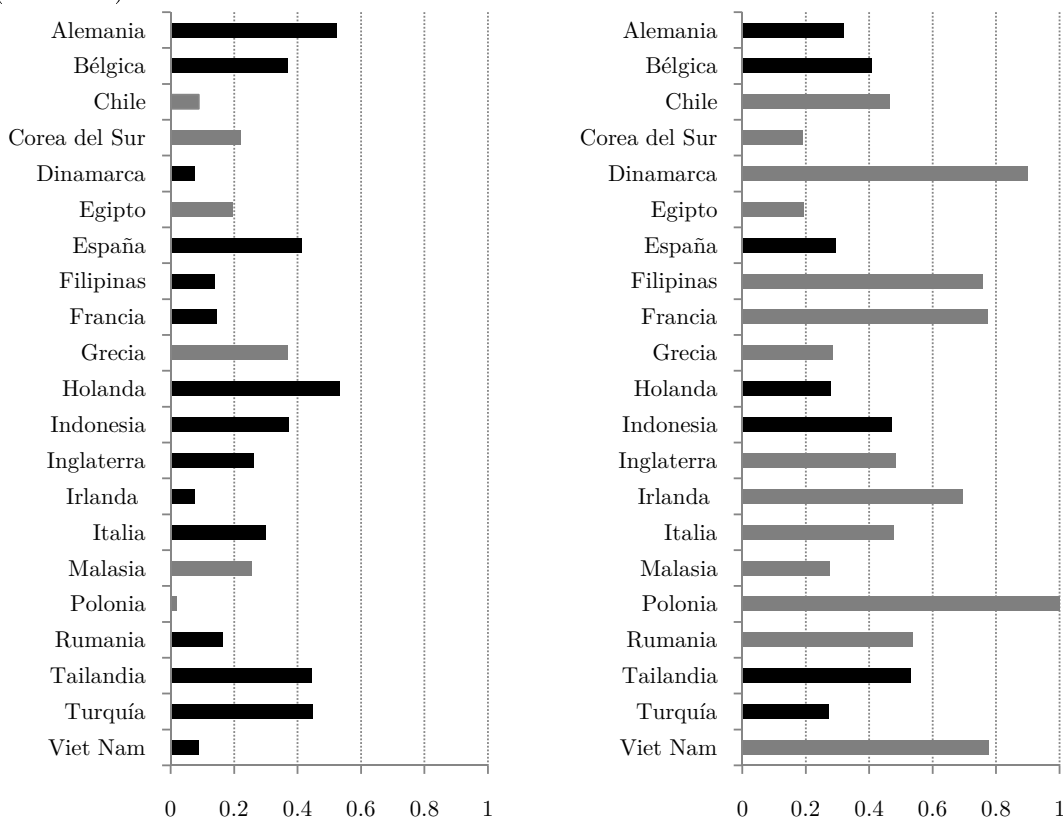


Nota: Barras en negro indican significatividad al 5 % en base a errores Driscoll & Kraay.

De igual forma, aquellos países con una participación importante de las importaciones de granos, presentan una demanda inelástica de este insumo. De acuerdo a USDA (2016c) Alemania, España y Holanda, son los mayores procesadores de granos de soja entre los años 2012 y 2014, seguidos por Italia, Inglaterra y Francia. Particularmente los tres primeros, presentan una demanda más inelástica de granos en comparación con la demanda de harina, como se desprende de la figura 1.

En la figura 2 se muestran las elasticidades precio cruzadas entre harina y granos de soja, $\hat{\eta}_{hg}$ y $\hat{\eta}_{gh}$, respectivamente. A partir de la condición de simetría, las mismas sólo se diferencian en el denominador (ver ecuación 5). Esto último, podría estar explicando en parte, la relación asimétrica entre $\hat{\eta}_{hg}$ y $\hat{\eta}_{gh}$ comentada anteriormente a nivel agregado y analizadas como elasticidades promedio, a partir de la cuál, la cantidad demandada de harina de soja responde al precio del grano, pero no sucede lo inverso. El análisis de las elasticidades por país, si bien debe tomarse como aproximado, permite observar que, en la medida en que s_g sea mayor, las cantidades demandadas de granos de soja responden a las variaciones en el precio de la harina, como es el caso de Alemania, Bélgica, España, Holanda, Indonesia, Tailandia y Turquía. En este sentido, cabe suponer que los países con una mayor capacidad de molienda tienen mayores posibilidades de sustituir harina importada por granos para su correspondiente transformación.

Figura 2: Elasticidades precio cruzadas entre harina y granos de soja: $\hat{\eta}_{hg}$ (Izquierda), $\hat{\eta}_{gh}$ (Derecha).



Nota: Barras en negro indican significatividad al 5 % en base a errores Driscoll & Kraay.

6. Conclusiones

La soja y sus derivados poseen un papel fundamental en la configuración del sistema agroalimentario mundial. Debido a sus características nutricionales, la harina de soja se ha constituido como uno de los principales insumos en la producción de carnes, especialmente en la industria avícola y porcina. En este mercado, Argentina es el principal exportador a nivel mundial, teniendo la harina de soja por ende, un peso importante en la canasta exportadora del país.

La demanda mundial de harina de soja se halla supeditada al desenvolvimiento de dos grupos de países con diferentes características. Por un lado, la Unión Europea representa en conjunto el mayor importador de este producto, debido al déficit en la provisión de proteínas necesarias para abastecer la producción de carnes, la cuál, si bien no se caracteriza por su dinamismo, ha sufrido cambios importantes en los patrones de consumo. Por otro lado, y en base al crecimiento poblacional y al incremento del poder adquisitivo, la región del sudeste asiático se ha convertido en una de las principales zonas demandantes de harina de soja, traccionada principalmente por la producción avícola.

Teniendo en cuenta la relevancia de la problemática planteada, se buscó en el presente trabajo conocer la respuesta de los principales países compradores de harina de soja a los cambios en el precio de dicho producto, como así también, en los precios de diferentes insumos importados utilizados como alimentación animal. La selección de los países se basó en la importancia que poseen los mismos como destino de las exportaciones argentinas de dicho producto.

Para analizar la respuesta de los mismos, se estimaron las elasticidades precio propia y cruzada entre la harina de soja, granos de la misma oleaginosa y maíz. Dichas medidas fueron derivadas bajo el enfoque dual, a partir de un sistema de participación de insumos, utilizando una función de costos translogarítmica. El sistema de ecuaciones se estimó utilizando datos en panel, compuesto por 21 países durante el período 1995-2013. En base a las diferentes pruebas estadísticas utilizadas, se decidió finalmente por el método de Efectos Fijos corrigiendo sus errores estándar.

En base a los resultados obtenidos, se observó para el conjunto de países analizados durante el período 1995-2013, una relación de sustitución entre los tres insumos analizados, presentándose más inelástica la demanda de harina de soja y con elasticidades precio cruzadas menores a las calculadas para los demás productos, reflejando su relevancia en la composición de las dietas por su elevado contenido de proteínas y demás características nutricionales. Si bien el maíz es utilizado como insumo aportante de energía, y por ende con cierto grado de complementariedad con la harina de soja, la relación de sustitución hallada debe interpretarse en términos agregados, teniendo en cuenta las diferencias en la composición de los alimentos en función del tipo y características del animal. Además, parte de éstos insumos son utilizados en sectores productivos alternativos.

Por último, cabe destacar la relación de sustitución entre harina de soja y granos de la misma oleaginosa. En este sentido, aquellos países con capacidad de molienda tienen la posibilidad de sustituir harina importada por harina producida localmente a partir de la importación de granos. Por ende, si se llevan adelante políticas tendientes a promover la importación de granos con el objetivo de industrializarlos internamente, las mismas pueden tener un impacto negativo sobre la estructura de las exportaciones argentinas.

Bibliografía

- Allen, R.(1938). *Mathematical Analysis for Economists*. London, Macmillan.
- Allen, R y J. Hicks (1934). A reconsideration of the theory of value, II. *Economica*, 1, 196–219.
- Arellano, M. (1987). Computing Robust Standard Errors for Within Group Estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, 431-434.
- Arellano, M. (1993). On the testing of correlated effects with panel data. *Journal of Econometrics*, 59, 87-97.
- Baltagi, B. (1980). On seemingly unrelated regressions with error component. *Econometrica*, 48(6), 1547-1551.
- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.

- Baltagi, B., Feng, Q. y Kao, C. (2012). A lagrange multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170, 164-177.
- Baltagi, B., Griffin, J. y Rich, D. (1995). The measurement of firm-specific indexes of technical change. *Review of Economics and Statistics*, 77, 654-663.
- Baltagi, B. y Rich, D. (2005). Skill-biased technical change in US manufacturing: a general index approach. *Journal of Econometrics*, 126, 549-570.
- Bera, A., Sosa Escudero, W. y Yoon, M. (2001). Tests for the error component model in the presence of local misspecification. *Journal of Econometrics*, 101(1), 1-23.
- Blackorby, C. y Russell, R. (1989). Will the Real Elasticity of Substitution Please Stand Up? (A Comparison of the Allen/Uzawa and Morishima Elasticities). *American Economic Review*, 79(4), 882-888.
- Breusch, T. y Pagan, A. (1980). The lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Cameron, C. y Miller, D. (2013). A practitioner's guide to cluster-robust inference. In preparation for The Journal of Human Resources.
- Cameron, A., Gelbach, J. y Miller, D. (2011). Robust Inference with Multi-Way Clustering. *Journal Business and Economic Statistics*, 29(2): 238-249.
- Christev, A. y Featherstone, A. (2007). *A note on Allen-Uzawa partial elasticities of substitution: the case of the translog function*. (Discussion Paper N 2712). Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor.
- Chudik, A. y Pesaran, M. (2014). Large panel data models with cross-sectional dependence: a survey. In Baltagi, B. (Ed.), *The Oxford Handbook of Panel Data* (pp. 3-45), Oxford.
- Croissant, Y. y Millo, G. (2008). Panel data econometrics in R: the plm package. *Journal of Statistical Software*, 27(2), 1-43.
- Davis, G. y Jensen, K. (1994). Two-stage utility maximization and import demand systems revisited: limitations and an alternative. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 19(2), 409-424.
- de Boer, H., van Krimpen, M., Blonk, H. y Tyszler, M. (2014). Replacement of soybean meal in compound feed by European protein sources. Research Report 819, Wageningen UR Livestock Research, November.
- de Visser, C., Schreuder, R. y Stoddard, F. (2014). The EU's dependency on soya bean import for the animal feed industry and potential for EU produced alternatives. *Oil-seeds & fats Crops and Lipids*, 21(4), 1-8.
- Driscoll, J. y Kraay, A. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80, 549-560.
- Frondel, M. (2010). *Substitution elasticities: a theoretical and empirical application* (Discussion Paper N 33). SFB 823.

- Gallant, A. (1981). On the bias in exible functional forms and an essentially unbiased form: the fourier flexible form. *Journal of Econometrics*, 5(2), 211-245.
- Gallant, A. (1982). Unbiased determination of production technologies. *Journal of Econometrics*, 20(2), 285-323.
- Gelder, J., Kammeraat, K. y Kroes, H. (2008). Soy consumption for feed and fuel in the European Union. Profundo Economic Research.
- Hansen, C. (2007). Asymptotic properties of a robust variance matrix estimator for panel data when T is larg. *Journal of Econometrics*, 141, 597-620.
- Hasha, G. (2002). Livestock Feeding and Feed Imports in the European Union—A Decade of Change. Electronic Outlook Report from the Economic Research Service, USDA.
- Hausman, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Honda, Y. (1985). Testing the error components model with non-normal disturbances. *Review of Economic Studies*, 52, 681-690.
- Hsiao, C. (2014) *Analysis of panel data*. Cambridge University Press.
- Kruppa, B. (2010). The impact of EU GMO policy con the competitiveness of the livestock industry. *Studies in Agricultural Economics*, 112, 97-108.
- Lee, L. y Yu, J. (2014). Spatial panel data models. In Baltagi, B. (Ed.), *The Oxford Handbook of Panel Data* (pp. 363-015), Oxford.
- McFadden, D. (1963). Constant elasticity of substitution production functions. *Review of Economic Studies*, 30, 73-83.
- Meilke, K., Wensley, M. y Cluff, M. (2001). The impact of trade liberalization on the international oilseed complex. *Review of Agricultural Economics*, 23(1), 2-17.
- Meilke, K. y Swidinsky, M. (1998). *An evaluation of oilseed trade liberalization*. Trade research series, Agriculture and Agrifood Canada, Ottawa, July.
- Millo, G. (2014). *Robust standard error estimators for panel models: a unifying approach* (MPRA Paper No. 54954). Munich Personal RePEc Archive.
- Morishima, M. (1967). A few suggestions on the theory of elasticity. *Economic Review*, 16, 144-150.
- Newey, W. y West, K. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies*, 61, 631-653.
- Pesaran, M. (2004) *General diagnostic test for cross section dependence in panels* (Working Paper). University of Cambridge & USC.
- Petersen, M. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: comparing approaches. *Review of Financial Studies*, 22, 435-480.
- OCDE-FAO (2013). OCDE-FAO Perspectivas agrícolas 2013-2022. Texcoco, Estado de México, Universidad Autónoma Chapingo.

- Stein, H., Berger, L., Drackley, J., Fahey, G., David, Jr., Hernot, C. and Parsons, C. (2008). Nutritional Properties and Feeding Values of Soybeans and Their Coproducts. Department of Animal Sciences, University of Illinois, Urbana, Illinois.
- Thompson, S. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics*, 99, 1-10.
- Uzawa, H. (1962). Production functions with constant elasticities of substitution. *Review of Economic Studies*, 29, 291-299.
- USDA (2016a). Foreign Agricultural Services. Production, Supply and distribution.
- USDA (2016b). Agricultural Projections to 2025 www.usda.gov/oce/commodity/projections/.
- USDA (2016c). EU-28 oilseed and products annual. GAIN Report Number: AU1603.
- Washington, A. y Kilmer, R. (2002). The production theory approach to import demand analysis: a comparison of the Rotterdam model and the differential production approach. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 34(3), 431-443.
- Washington, A., Yigletu, A. y Andrews, D. (2002). The derived demand for imported wheat in Ghana. *Southwestern Economic Proceedings*, 29(1), 49-58.
- White, H. (1984). A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, 817-838.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts.
- Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 57(298), 348-368.

Apéndice

Tabla 1: Participación promedio de los insumos por país

	<i>Harina</i>	<i>Granos</i>	<i>Maíz</i>
Belgica	0.3989	0.3602	0.2409
Dinamarca	0.8482	0.0725	0.0793
Egipto	0.1703	0.1747	0.6550
Francia	0.7460	0.1406	0.1134
Alemania	0.3122	0.5114	0.1764
Grecia	0.2741	0.3544	0.3715
Holanda	0.2704	0.5186	0.2111
Indonesia	0.4597	0.3641	0.1761
Inglaterra	0.4678	0.2537	0.2785
Irlanda	0.6383	0.0688	0.2930
Italia	0.4621	0.2898	0.2481
Corea del Sur	0.1718	0.1999	0.6283
Malasia	0.2580	0.2400	0.5020
Rumania	0.5142	0.1564	0.3293
España	0.2855	0.3999	0.3146
Tailandia	0.5230	0.4377	0.0393
Turquía	0.2645	0.4331	0.3024
Filipinas	0.7282	0.1318	0.1399
Chile	0.4144	0.0789	0.5067
Polonia	0.8273	0.0130	0.1597
Viet Nam	0.7304	0.0840	0.1856
Media General	0.4650	0.2516	0.2834

Tabla 2: Elasticidades parciales Allen-Uzawa

	MCO	EF	EA
$\hat{\sigma}_{hh}$	-2.6016	-1.3018	-1.3275
$\hat{\sigma}_{hg}$	2.0669	1.0326	1.0606
$\hat{\sigma}_{hm}$	2.4339	1.2193	1.2366
$\hat{\sigma}_{gh}$	2.0669	1.0326	1.0606
$\hat{\sigma}_{gg}$	-4.6597	-3.8201	-3.8004
$\hat{\sigma}_{gm}$	0.7452	1.6969	1.6336
$\hat{\sigma}_{mh}$	2.4339	1.2193	1.2366
$\hat{\sigma}_{mg}$	0.7452	1.6969	1.6336
$\hat{\sigma}_{mm}$	-4.6553	-3.5072	-3.4794
	<i>Autovalores</i>		
λ_1	-6.5297	-5.3688	-5.2820
λ_2	-5.3868	-3.2603	-3.3252
λ_3	-2.08E-07	-6.99E-08	4.91E-10

Tabla 3: Errores estándar robustos. Sistema con simetría.

	No corregido	Individuo	Tiempo	Bidireccional	Driscoll-Kraay
$ee(\hat{\gamma}_{hh})$	0.0263	0.0414	0.0191	0.0338	0.0167
$ee(\hat{\gamma}_{hg})$	0.0236	0.0274	0.0178	0.0189	0.0183
$ee(\hat{\gamma}_{hm})$	0.0125	0.0314	0.0128	0.0308	0.0109
$ee(\hat{\gamma}_{gh})$	0.0236	0.0295	0.0235	0.0263	0.0159
$ee(\hat{\gamma}_{gg})$	0.0255	0.0450	0.0258	0.0214	0.0208
$ee(\hat{\gamma}_{gm})$	0.0121	0.0268	0.0115	0.0301	0.0113
$ee(\hat{\gamma}_{mh})$	0.0125	0.0314	0.0128	0.0308	0.0109
$ee(\hat{\gamma}_{mg})$	0.0121	0.0268	0.0115	0.0301	0.0113
$ee(\hat{\gamma}_{mm})$	0.0123	0.0412	0.0175	0.0437	0.0160