



ELASTICIDADES DE LA DEMANDA DE HARINA DE SOJA ARGENTINA. UN ENFOQUE DIFERENCIAL.

DEMAND ELASTICITIES FOR IMPORTED ARGENTINE SOYMEAL. A DIFFERENTIAL APPROACH.

Autor

Coronel Mariano; García Arancibia, Rodrigo; Depetris Guiguet, Edith

E-mail

mcoronel@fce.unl.edu.ar

Eje Temático

Economía

Palabras claves: Datos en panel, Comercio Internacional, Armington

Resumen

El objetivo del trabajo consiste en conocer la respuesta promedio de la demanda de harina de soja argentina por parte de los principales países compradores a los cambios en los precios y en las importaciones totales de este producto durante el período 1996-2014. Para esto, se deriva en el marco de la teoría de producción y bajo el enfoque diferencial, un sistema de demanda de insumos. A partir de un panel compuesto por los principales destinos de las exportaciones argentinas de harina de soja, se estiman las elasticidades precio propia y cruzadas, como así también, la elasticidad respecto a las importaciones totales. Los resultados indican una demanda de harina de soja inelástica, tanto para Argentina como para sus competidores, que se corresponde con la relevancia que tiene este producto como principal insumo proteico en la producción de carnes a nivel mundial. A su vez, durante el período analizado, el incremento en las importaciones totales de harina de soja por parte de los países bajo estudio ha traccionado en mayor medida las producidas en Argentina, lo que permitió mantener e incrementar el posicionamiento competitivo de estas exportaciones.

Abstract

The goal of this study is to know the sensitivity of demand from major importing countries for soybean meal differentiated by country of origin during the period 1996-2014. The differential derived demand model is derived from the differential approach to the theory of the firm where firms maximize profit in a two-stage procedure. From a panel composed of the main destinations of Argentine soybean meal exports, we estimate the own-price and cross-price elasticities, as well as the Divisia index elasticity. The results indicate that the demand for soybean meal from Argentina and its competitors is inelastic, which corresponds to the relevance of this product as the main protein ingredient in the production of meat worldwide. During the period under review, the increase in total imports of soybean meal by the countries under study has, to a greater extent, pulled out those produced in Argentina, which allowed maintaining and increasing the competitive positioning of these exports.

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.

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, 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 la relevancia que poseen

las exportaciones de harina de soja para Argentina, se utiliza en el marco de la teoría de producción el enfoque diferencial para derivar la demanda de este producto diferenciada por origen. Bajo la hipótesis de Armington, la existencia de sustitución imperfecta entre bienes "similares" se explica por el origen de los mismos, por lo que, una vez que los países establecen las cantidades totales de harina de soja a importar, deciden en segundo lugar, el país proveedor de la misma. Si bien se considera a nivel internacional la harina o pellets de soja como un *commodity*, se presenta una diferencia importante en términos de su contenido proteico, que está asociado principalmente a condiciones ambientales y genéticas, como así también, a las estrategias de las empresas dedicadas a la molienda del grano, y que son propias de cada uno de los países que exportan dicho producto. Por ende, la hipótesis de Armington de diferenciación por origen, haya sustento en la calidad industrial de los pellets de soja.

Las firmas importadoras determinan en la primera etapa la cantidad a producir del bien final que maximiza sus beneficios, y en la segunda etapa, minimizan el costo de producir dicha cantidad (Laitinen 1980; Laitinen y Theil, 1978). De la segunda etapa, se deriva el modelo de demanda diferencial de insumos

$$f_i d(\log x_i) = \theta_i d(\log X) + \sum_{j=1}^N \pi_{ij} d(\log p_j), \quad (1)$$

donde f_i representa la participación del insumo importado x proveniente del país o región i en las importaciones totales de dicho bien; p_j es el precio del insumo importado del país i , con $i, j \in (A, RM)$, siendo A y RM, Argentina y el Resto del Mundo, respectivamente. Por su parte, $d(\log X) = \sum_{i=1}^N f_i d(\log x_i)$ representa el "índice Divisia" para las importaciones totales. Para la consistencia con la teoría microeconómica se requiere el cumplimiento de las propiedades de aditividad $\sum_{i=1}^N \theta_i = 1$, homogeneidad $\sum_{j=1}^N \pi_{ij} = 0$, simetría $\pi_{ij} = \pi_{ji}$ y concavidad de la función de costos. Las elasticidades precio, propias y cruzadas, vienen dadas por

$$\eta_{xp} = \frac{d(\log x_i)}{d(\log p_j)} = \frac{\pi_{ij}}{f_i}. \quad (2)$$

Mientras que la elasticidad de la demanda respecto al "índice Divisia" se calcula como

$$\eta_{xx} = \frac{d(\log x_i)}{d(\log X)} = \frac{\theta_i}{f_i}. \quad (3)$$

Por lo tanto, el marco teórico adoptado, permite analizar cómo responde la cantidad demandada de harina de soja producida en Argentina, a los cambios en los precios de importación (propio y de los competidores), como así también, a las variaciones en las importaciones totales de este *commodity*.

2. Objetivo Principal

El objetivo principal del trabajo consiste en conocer la respuesta promedio de la demanda de harina de soja argentina por parte de los principales países compradores a los cambios en los precios y en las importaciones totales de este producto durante el período 1996-2014.

3. Metodología

Para la estimación de los parámetros π_{ij} y θ_i del modelo (1) se utilizan datos en panel, conformado por 18 países que son los principales compradores de harina de soja de origen argentino durante el período 1996-2014, contabilizando en total 342 observaciones. Debido a que el sistema es singular, y está compuesto por dos ecuaciones, una para Argentina y otra para el resto de los competidores, la estimación se realiza imponiendo la condición de homogeneidad y eliminando la ecuación correspondiente al resto del mundo. Por lo tanto, la contrapartida econométrica de (1) se especifica como

$$\bar{f}_{k,t}^A \Delta(\log x_{k,t}^A) = \theta^A \Delta(\log X_{k,t}) + \pi^{A,A} [\Delta(\log p_{k,t}^A) - \Delta(\log p_{k,t}^{RM})] + \mu_k + \varepsilon_{k,t}^A \quad (4)$$

donde Δ denota el operador diferencia, donde por ejemplo $\Delta(\log x_{k,t}^A) = \log\left(\frac{\log x_{k,t}^A}{\log x_{k,t-1}^A}\right)$; $\bar{f}_{k,t}^A = (f_{k,t}^A + f_{k,t+1}^A)/2$; el superíndice A y RM denota Argentina y Resto del Mundo; k y t indexan a los países y períodos

respectivamente; μ_k representa el efecto individual; y $\varepsilon_{k,t}^A$ es el término de error del modelo. Los restantes parámetros son calculados a partir de las condiciones de aditividad ($\theta^{RM} = 1 - \theta^A$), homogeneidad y simetría ($\pi^{A, RM} = -\pi^{A, A}$ y $\pi^{RM, RM} = -\pi^{A, RM}$). Las elasticidades (2) y (3) son evaluadas en la media y su error estándar calculado a partir del método delta, por lo que deben ser interpretadas como las elasticidades promedio para el conjunto de países analizados.

En el marco de datos en panel, los parámetros de la ecuación (4) se estiman mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), es decir, sin tener en cuenta el posible efecto individual de los países, y a partir de aquellos enfoques que contemplan la heterogeneidad individual: Efectos Fijos y Efectos Aleatorios. De no existir variabilidad entre los individuos, los estimadores MCO son insesgados y eficientes bajo residuos esféricos¹.

De existir heterogeneidad, la econometría de datos de panel ha tratado dicha problemática básicamente mediante dos enfoques. Uno supone que el efecto individual μ_k , es un parámetro a ser estimado, permitiendo que el mismo pueda estar correlacionado con las demás covariables. Este enfoque es conocido como Efectos Fijos. El segundo enfoque, el de Efectos Aleatorios, supone la heterogeneidad como una variable aleatoria, con cierta distribución, por lo cual, el efecto individual pasa 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., $E(\mu_k | X) = 0$ (Wooldridge, 2010).

El método de Efectos Fijos consiste en la aplicación de Mínimos Cuadrados luego de centrar los datos respecto a las medias individuales (transformación *within*). La misma, elimina de la ecuación (4) el término μ_k al ser invariante en el tiempo, pudiendo recuperarse una vez estimados los parámetros de interés. Por otro lado, si $\mu_k \sim i.i.d(0, \sigma_\mu^2)$ y es independiente del error idiosincrático, entonces, el efecto individual pasa a formar parte del término de error aleatorio del modelo. En

¹ Errores o residuos esféricos alude a la proporcionalidad entre la matriz de covarianzas y la matriz identidad.

este caso, el método de Efectos Aleatorios estima los parámetros a través de Mínimos Cuadrados Generalizados, ya que se está en presencia de equicorrelación (Baltagi, 2008).

Una vez aplicados los tres métodos propuestos sobre el modelo (4), se utilizan los estimadores y los residuos asociados, para realizar un conjunto de pruebas estadísticas que permiten evaluar la pertinencia de cada uno de ellos. En primer lugar, se utiliza la prueba de Honda (1985) y Bera, Sosa Escudero y Yoon (2001) para analizar la existencia de heterogeneidad individual en el marco del enfoque de Efectos Aleatorios, en el cuál, la hipótesis nula de no variabilidad entre los países viene dada por $\sigma_{\mu}^2 = 0$. La prueba de Bera, Sosa Escudero y Yoon (2001), a diferencia de la de Honda (1985) es robusta ante la presencia de autocorrelación. En el marco de Efectos Fijos, la hipótesis nula viene dada por $\mu_1 = \mu_2 = \dots = 0$, que se contrasta a partir de un test F de significatividad conjunta. El supuesto de no correlación entre el efecto individual y las covariables, que indica si el enfoque adecuado es el de Efectos Fijos o Aleatorios, se analiza a través de la prueba de Hausman (1978) tradicional y la versión robusta a heterocedasticidad y autocorrelación a partir de la estimación *bootstrap*. Ahora bien, teniendo en cuenta la especificación (4), se desprende de la misma que, por construcción de las variables, el efecto individual puede ser aislado a priori, ya que al utilizar el operador diferencia se eliminan todas las variables invariantes en el tiempo, al igual que con la transformación *within*. Por ende, las pruebas de heterogeneidad individual se utilizan para confirmar esto.

Por otro lado, para evaluar el supuesto de residuos esféricos, se utiliza la prueba de Breusch y Pagan (1980) para determinar la existencia de heterocedasticidad, y las pruebas de Wooldridge (2002) y Bera, Sosa Escudero y Yoon (2001) para autocorrelación. Por último, la existencia de correlación contemporánea se evalúa a través de los estadísticos de Breusch y Pagan (1980) en su versión escalada (Pesaran, 2004). Debido a que este último puede presentar sesgo para determinadas estructuras de paneles, Pesaran (2004) desarrolla un test basado en el coeficiente de correlación.

Los datos respecto al valor y cantidad de las importaciones de harina de soja, totales y por origen, para los 18 países bajo estudio son obtenidos de COMTRADE y FAOSTAT.

4. Resultados

Los resultados de las pruebas de heterogeneidad y correlación entre el efecto individual y las covariables se muestran en la tabla 1. Las pruebas de heterogeneidad confirman lo señalado en el apartado metodológico, es decir, no se rechaza la hipótesis nula ya que el efecto individual es eliminado al emplear las variables en primeras diferencias, con lo cual, la estimación de los parámetros a partir de MCO resulta insesgada y eficiente. Por su parte, la prueba de Hausman, en sus versiones tradicional y robusta, indica que no existe correlación entre el efecto individual y las covariables, si bien, ya se corroboró estadísticamente la conveniencia del método MCO.

Tabla 1. Pruebas de Heterogeneidad individual y Exogeneidad

Efecto Individual		Exogeneidad	
Honda	-1.5800 (0.1141)	Hausman	3.5442 (0.1700)
BSY	-0.9370 (0.8256)	Hausman Robusto	5.2700 (0.0717)
F-test	0.5000 (0.9524)		

Nota: p-valor entre paréntesis

Las pruebas de heterocedasticidad, autocorrelación y correlación contemporánea se muestran en la tabla 2. Tanto la versión escalada del test de Breusch y Pagan como la prueba de Pesaran indican la existencia de correlación en la dimensión individual. Por otro lado, la hipótesis nula de homocedasticidad se rechaza a través del test de Breusch-Pagan, mientras que no existe evidencia estadística a favor de un proceso de autorregresivo de orden uno, al menos fijando un nivel de significancia del 5%, como lo indican la prueba de Wooldridge y BSY.

Tabla 2. Pruebas de Esfericidad de los residuos

Correlación contemporánea		Heterocedasticidad		Autocorrelación	
BP escalado	3.6652 (0.0002)	Breusch-Pagan	49.1740 (0.0001)	Wooldridge	3.4334 (0.0639)
Pesaran 2004	4.9882 (0.0000)			BSY	2.9531 (0.0857)

Nota: p-valor entre paréntesis

En la tabla 3 se muestran los resultados de la estimación de (4) a partir de los tres métodos propuestos, Mínimos Cuadrados Ordinarios, Efectos Fijos y Efectos Aleatorios, sin aplicar correcciones sobre la matriz de covarianzas. En línea con el conjunto de pruebas estadísticas propuestas, se observa que no existen diferencias en las estimaciones de cada uno de ellos, y los estimadores de interés resultan estadísticamente significativos y con el signo correcto para el coeficiente del precio. Adicionalmente, los valores propios de la matriz de precios son iguales a -0.4268947 y 0, lo que indica que la misma es semidefinida negativa, y por ende, la función de costos es cóncava en precios.

Tabla 3. Coeficientes estimados del modelo

	MCO	EF	EA
Intercepto	0.0078 (0.0073)		0.0077 (0.0051)
θ^A	0.5257*** (0.0292)	0.5223*** (0.0298)	0.5292*** (0.0293)
$\pi^{A,A}$	-0.2134*** (0.0322)	-0.2100*** (0.0328)	-0.2172*** (0.0326)

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

Ahora bien, ante la presencia de correlación contemporánea y heterocedasticidad, la inferencia a partir de los errores estándar tradicionales deja de ser válida. Por esto, se utilizan dos métodos de estimación de la matriz de covarianzas

robusta. En primer lugar, y en base a las pruebas realizadas, se calcula la matriz de covarianzas teniendo en cuenta el *cluster* en la dimensión temporal, que contempla la existencia de correlación contemporánea y heterocedasticidad. En segundo lugar, otra corrección frecuentemente utilizada en la literatura es la propuesta por Driscoll y Kraay (1998), que resulta robusta a heterocedasticidad, correlación contemporánea y autocorrelación, si bien esto último no se presenta de manera importante. Los coeficientes bajo el modelo MCO y las respectivas correcciones sobre los errores estándar se muestran en la tabla 4.

Tabla 4. Errores estándar robustos (Modelo MCO).

	Coeficiente	E.E. sin corregir	Errores estándar robustos	
			Cluster-Tiempo	Driscoll-Kraay
Intercepto	0.0078	0.0073	0.0101	0.0072
θ^A	0.5256	0.0291	0.0524	0.0630
$\pi^{A,A}$	-0.2134	0.0322	0.0544	0.0488

Como se observa de la tabla 4, si bien las correcciones producen errores estándar mayores, los estimadores siguen siendo significativos al 1%. Una vez contemplada la existencia de residuos no esféricos, se calculan las respectivas elasticidades y sus errores estándar a partir del método delta, considerando las matrices de covarianzas corregidas.

En la tabla 5 se muestran las elasticidades precio y la elasticidad respecto a las importaciones totales, cuyos errores estándar fueron calculados utilizando la matriz de covarianzas robusta de Driscoll y Kraay (1998). Cabe aclarar que, independientemente del método de corrección utilizado, la significatividad estadística de las elasticidades no se ve alterada. En promedio, los resultados indican que al incrementarse en un 1% las importaciones totales de harina de soja, las provenientes de Argentina responden más que las de sus competidores. Las elasticidades precio propia de Argentina y sus competidores son inferiores a 1, indicando que la demanda de ambos resulta inelástica, lo que refleja su relevancia

en la composición de las dietas por su elevado contenido de proteínas y demás características nutricionales.

Tabla 5. Elasticidades de la demanda de harina de soja

	η_{xx}	Elasticidades Precio η_{xp}		
		Propia	Cruzada	
			Argentina	Competidores
Argentina	1.1601*** (0.1392)	-0.4710*** (0.1077)		0.4710*** (0.1077)
Competidores	0.8674*** (0.1153)	-0.3903*** (0.0893)	0.3903*** (0.0893)	

Nota: *** p-valor<0.01; ** p-valor<0.05; * p-valor<0.1
E.E. asintóticos utilizando matriz de covarianzas de Driscoll y Kraay (1998).

El signo de las elasticidades precio cruzadas indica sustitución entre los pellets de soja en función del origen de los mismos.

5. Conclusiones

Teniendo en cuenta la relevancia que poseen las exportaciones de harina de soja para Argentina, se buscó en el presente estudio obtener estimaciones de las elasticidades precio de la demanda de este producto por parte de sus principales compradores. Para esto, se derivó en el marco de la teoría de producción y a través del enfoque diferencial, un sistema de demanda de insumos diferenciado por origen, contemplándose Argentina y sus competidores. La estimación econométrica de los parámetros del modelo se llevó a cabo conformando un panel de países, y aplicando diferentes técnicas y pruebas estadísticas en el marco de la econometría de datos en panel. Una vez estimados los parámetros y realizadas las correcciones pertinentes, se calcularon las elasticidades precio, propia y cruzadas, como así también, la elasticidad de la demanda respecto a cambios en las importaciones totales de pellets de soja, y sus errores estándar a partir del método delta. Los resultados indicaron que la demanda de pellets es inelástica, tanto para Argentina como para sus competidores, como así también, que existe sustitución de acuerdo al origen de las exportaciones. La elasticidad de la

demanda de harina de soja a los cambios en la cantidad demanda total resultó mayor para el caso de la producida en Argentina. Todo esto, se corresponde con la relevancia de este producto como insumo en la alimentación animal, como así también, con el posicionamiento competitivo de las exportaciones argentina de harina de soja.

6. Bibliografía

- Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- 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.
- 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.
- 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.
- Honda, Y. (1985). Testing the error components model with non-normal disturbances. *Review of Economic Studies*, 52, 681-690.
- Hausman, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Laitinen, K. (1980). *The theory of the multiproduct firm*. New York, North-Holland Publishing Company.
- Laitinen, K. y Theil, H. (1978). Supply and demand of the multiproduct firm. *European Economic Review*, 11: 107-154.
- Pesaran, M. (2004) *General diagnostic test for cross section dependence in panels* (Working Paper). University of Cambridge & USC.
- Washington A. y Kilmer, R. (2002). The production theory approach to import demand analysis: a comparison of Rotterdam model and differential production approach.
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts.



Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.