

# Comparación de Estimadores en el Marco de los Modelos Gravitacionales. Aplicación al Comercio Internacional de Harina de Soja

## **Autor**

Coronel Mariano

## **Email**

mcoronel@fce.unl.edu.ar

## **Eje temático**

Economía

## **Modalidad**

Trabajos Científicos Académicos

**Palabras Claves:** Modelos de elasticidad constante, Modelos Lineales Generalizados, Media y Varianza, Heterocedasticidad, Inconsistencia.

## **Comparación de Estimadores en el Marco de los Modelos Gravitacionales. Aplicación al Comercio Internacional de Harina de Soja.**

### **Resumen**

El modelo gravitacional básico de comercio explica los flujos bilaterales de bienes y/o servicios entre los países a partir del tamaño de las economías y la distancia de los mismos, incorporándose estas variables de forma multiplicativa. La práctica habitual en la literatura empírica consiste en linealizar dicho modelo en sus parámetros a partir de una transformación logarítmica. Sin embargo, ante la presencia de heterocedasticidad en los datos, los estimadores obtenidos a partir de dicha transformación, además de perder eficiencia, pueden ser inconsistentes, debido a la desigualdad de Jensen. Este problema, puede ser resuelto a través de la utilización de Modelos Lineales Generalizados, estimando la ecuación gravitacional en su forma multiplicativa, y contemplando adecuadamente la relación entre media y varianza. Por lo tanto, el objetivo del presente trabajo consiste en evaluar los principales métodos de estimación utilizados en el marco de los modelos gravitacionales de comercio, aplicando el mismo a las exportaciones de harina de soja por parte de Argentina, Brasil y Estados Unidos, durante el período 1995-2013. Se utilizan dos distribuciones dentro de la familia exponencial, a saber, Poisson y Gamma, y se compara el desempeño de estos modelos en relación al modelo logarítmico lineal clásico. De los resultados se desprenden diferencias importantes entre los estimadores propuestos, indicando la conveniencia de: i) estimar el modelo sin transformar y ii) contemplar la relación entre media y varianza.

## Introducción

El estudio del comercio exterior en la ciencia económica representa una de las ramas de mayor interés, tanto para economistas en el ámbito académico, como así también, para diversos organismos nacionales e internacionales. Dentro de dicha rama, el modelo gravitacional de comercio se ha transformado en una de las herramientas de referencia para el estudio de los flujos internacionales, y principalmente, para la evaluación de políticas comerciales. La consistencia con la teoría, y su relativa facilidad de implementación, llevó a la rápida adopción del mismo en el campo empírico (Head y Mayer, 2013).

Esta creciente utilización del modelo, ha sido reforzada también, por una mejora en las técnicas econométricas y al desarrollo de algoritmos de mayor potencia, necesarios en modelos lineales con efectos fijos de elevada dimensión (Carneiro, Guimaraes y Portugal, 2012; Correia, 2016; Larch, Wanner, Yotov y Zylkin, 2017). Un avance importante desde el punto de vista econométrico, se dio con el trabajo de Santos Silva y Tenreiro (2006). En el mismo, critican la práctica habitual de transformar la ecuación gravitatoria a partir del logaritmo natural y aplicar Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), por la inconsistencia que produce dicha transformación en los estimadores ante la presencia de heterocedasticidad. Por supuesto, y como afirman estos autores, el problema no queda circunscrito a la ecuación gravitacional, sino también, a cualquier modelo de elasticidad constante en el que se aplique cierta transformación no lineal, como puede ser la estimación de una función de producción tipo Cobb-Douglas. Teniendo en cuenta esto, el presente trabajo aborda esta problemática de carácter econométrico, a partir de una aplicación del modelo gravitacional al comercio internacional de harina de soja, para evaluar el desempeño de los principales estimadores utilizados en la literatura empírica.

## Objetivos

El objetivo del presente trabajo consiste en evaluar los principales métodos de estimación utilizados en el marco de los modelos gravitacionales de comercio, aplicando el mismo a las exportaciones de harina de soja por parte de Argentina, Brasil y Estados Unidos, durante el período 1995-2013.

## Marco Teórico

El modelo gravitacional de comercio se ha posicionado como marco de referencia para el análisis de los intercambios bilaterales, relacionando los mismos con el tamaño de la economía, la población, la distancia, políticas comerciales, entre otras variables. Si bien se origina por analogía con la ecuación gravitatoria de Newton en el campo de la física, ha logrado sustentar el buen desempeño empírico, es decir, una gran capacidad explicativa y predictiva de los flujos comerciales, con sólidos fundamentos microeconómicos (Anderson, 1979; Anderson y van Wincoop, 2003; Bergstrand, 1985, 1989, 1990). En este sentido, el ingreso (PBI) del importador se incorpora en la ecuación vía demanda, el ingreso (PBI) del exportador da cuenta de la capacidad productiva del mismo, es decir, vía oferta, y por último, la distancia refleja los costos de transporte que son cargados a los consumidores en el país de destino (van Bergeijk y Brakman, 2010).

En términos generales, puede plantearse el modelo gravitacional en su forma multiplicativa de la siguiente manera

$$X_{ijt} = D_{ij}^{\alpha_1} Y_{it}^{\alpha_2} Y_{jt}^{\alpha_3} e^{\sum_{k=1}^K \delta_k \text{GRAV}_k} e^{\varepsilon_{ijt}}, \quad (1)$$

donde  $X_{ijt}$  representa las cantidades exportadas del bien bajo estudio del país  $i$  hacia el destino  $j$  en el período  $t$ ,  $Y_{it}$  y  $Y_{jt}$  representan el tamaño de la economía del país exportador  $i$  e importador  $j$ , respectivamente.  $D_{ij}$  representa la distancia entre el país  $i$  y el destino  $j$ ,  $\text{GRAV}$  engloba las principales variables binarias utilizadas en los modelos gravitacionales y  $\varepsilon_{ijt}$  denota el componente de error aleatorio con media 0 y varianza  $\sigma_\varepsilon^2$ . El problema de inconsistencia en los estimadores en el modelo log-lineal se produce por la existencia de heterocedasticidad en los datos en conjunción con la desigualdad de Jensen. Incluyendo las covariables en un vector  $\mathbf{Z}_{ijt}$  de dimensión  $(k \times 1)$ , donde las mismas se encuentran transformadas mediante el logaritmo natural, y agrupando todos los parámetros en un vector  $\boldsymbol{\beta}$  de dimensión  $(k \times 1)$ , el modelo (1) queda re-expresado de la siguiente manera

$$X_{ijt} = \exp [\mathbf{Z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{ijt}], \quad (2)$$

donde ahora, se supone que  $\varepsilon_{ijt} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 h(\mathbf{Z}_{ijt}))$ , lo que implica un modelo heterocedástico, en el que la varianza de  $\varepsilon_{ijt}$  se relaciona con las covariables a través de la función  $h(\mathbf{Z}_{ijt})$ . La práctica habitual consiste en aplicar logaritmo natural en (2), obteniendo un modelo lineal en sus parámetros

$$\ln(X_{ijt}) = \mathbf{Z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{ijt}. \quad (3)$$

La esperanza condicionada de los modelos (2) y (3) vienen dadas por

$$E[X_{ijt} | \mathbf{Z}_{ijt}] = \exp \left[ \mathbf{Z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2} h(\mathbf{Z}_{ijt}) \right] \quad y \quad E[\ln(X_{ijt}) | \mathbf{Z}_{ijt}] = \mathbf{Z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta}, \quad (4)$$

donde se observa que  $E[\ln(X_{ijt}) | \mathbf{Z}_{ijt}] \neq \ln(E[X_{ijt} | \mathbf{Z}_{ijt}])$ . Ahora bien, si se desea conocer la elasticidad respecto al tamaño de la economía del país  $j$  por ejemplo, la misma viene dada bajo el modelo log-lineal a partir de

$$\frac{\partial E[\ln(X_{ijt}) | \mathbf{Z}_{ijt}]}{\partial \ln Y_{jt}} = \alpha_3. \quad (5)$$

Sin embargo, la verdadera elasticidad bajo un modelo heterocedástico está dada por

$$\frac{\partial \ln(E[X_{ijt} | \mathbf{Z}_{ijt}])}{\partial \ln Y_{jt}} = \alpha_3 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2} \frac{\partial h(\mathbf{Z}_{ijt})}{\partial \ln Y_{jt}}, \quad (6)$$

quedando en evidencia la inconsistencia de la estimación del modelo log-lineal. Además, puede notarse a partir de (6) que, si bien sigue cumpliéndose la desigualdad de Jensen, las elasticidades calculadas serían equivalentes si la varianza de  $\varepsilon_{ijt}$  no dependiera de las covariables, es decir,  $\frac{\partial h(\mathbf{Z}_{ijt})}{\partial \ln Y_{jt}} = 0$ .

### Metodología

A diferencia de los modelos gravitacionales agregados, el análisis de un producto en particular, como la harina de soja en este caso, permite la inclusión de variables que afectan con mayor especificidad al intercambio internacional de dicho bien (Koo, Karemera y Tay-

lor, 1994). Por lo tanto, el Producto Bruto Interno (PBI) del país exportador se reemplaza por la producción total de harina de soja, como indicador de tamaño o capacidad productiva. De igual forma, el PBI del país importador se reemplaza por la producción de carne, ya que la harina de soja se utiliza casi en su totalidad como insumo en dicha producción. De esta forma, la especificación econométrica del modelo gravitacional viene dada por

$$\begin{aligned}
 X_{ijt}^{Har} = & \exp[\beta_1 \ln(p_{ijt}) + \beta_2 \ln(TC_{ijt}) + \beta_3 \ln(Q_{it}^{Har}) + \beta_4 \ln(Q_{jt}^{Pollo}) + \\
 & + \beta_5 \ln(Q_{jt}^{Bovina}) + \beta_6 \ln(Q_{jt}^{Cerdo}) + \beta_7 ALC_{ijt} + \beta_8 ALC_{ijt-1} + \\
 & + \psi_i + \phi_j + \theta_{ij} + \varepsilon_{ijt}],
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

donde  $X_{ijt}^{Har}$  representa las exportaciones de harina de soja del país  $i$  al destino  $j$  en el momento  $t$ ,  $p_{ijt}$  es el precio implícito de la harina de soja, calculado a partir del cociente entre el valor y cantidad exportados del país  $i$  hacia el destino  $j$  en el momento  $t$ ,  $TC_{ijt}$  es el costo de transporte, medido como la diferencia entre los precios FOB y CIF,  $Q_{it}^{Har}$  representa la producción de harina de soja del país exportador  $i$  en el momento  $t$ ,  $Q_{jt}^{Pollo}$ ,  $Q_{jt}^{Bovina}$  y  $Q_{jt}^{Cerdo}$ , representan la producción de carne de pollo, bovina y de cerdo, respectivamente, del importador  $j$  en el momento  $t$ ,  $ALC_{ijt}$  y  $ALC_{ijt-1}$  son variables indicadoras de la existencia de Acuerdos de Libre Comercio entre el país  $i$  y el país  $j$  en el momento  $t$  y  $t - 1$ , respectivamente,  $\psi_i$  y  $\phi_j$  representan efectos fijos por país exportador e importador, incluidos para captar los términos de resistencia multilateral (Anderson y van Wincoop, 2003)<sup>1</sup>,  $\theta_{ij}$  es un efecto fijo exportador-importador, y  $\varepsilon_{ijt}$  el componente de error aleatorio. Si bien en la literatura empírica se utiliza principalmente la distancia como *proxy* de los costos de transporte bajo el supuesto de costos tipo *iceberg*, la inclusión del efecto interacción  $\theta_{ij}$  necesaria para controlar la posible endogeneidad de los acuerdos comerciales (Baier y Bergstrand, 2007), impide la estimación de cualquier variable  $t$ -invariante, por lo que se escoge la diferencia entre los precios CIF y FOB como indicador de los costos de transporte (Baltagi, Egger y Pfaffermayr, 2003). Por otra parte, se incluye un rezago de la variable  $ALC$  ya que los flujos de bienes no se ajustan instantáneamente a los cambios en las políticas comerciales (Baier, Kerr y Yotov, 2017; Piermartini y Yotov, 2016).

El análisis corresponde al período 1995-2013, los países exportadores son Argentina, Brasil y Estados Unidos, y se consideran 92 importadores, es decir,  $i = 1, 2, 3, \dots, 92$  y  $t = 1, 2, \dots, 19$ , contabilizando 1854 observaciones, conformándose entonces un panel (exportador-importador, tiempo) no balanceado. La fuente de los datos se encuentra detallada en la tabla 2 del apéndice.

Se proponen tres métodos de estimación de los parámetros del modelo (7): Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) sobre el modelo log-lineal y Mínimos Cuadrados Iterativos Reponderados (IRLS<sup>2</sup>) en el contexto de los Modelos Lineales Generalizados (Nelder y Wedderburn, 1972), asumiendo distribuciones Poisson y Gamma, estimando (7) en su forma multiplicativa<sup>3</sup>. Para estos últimos, se utiliza la función  $\log(\cdot)$  como función de enlace, que

<sup>1</sup> Olivero y Yotov (2012) recomiendan la inclusión de efectos fijos exportador-tiempo e importador-tiempo. Sin embargo, esto no permitiría la estimación del efecto de aquellas variables que varían en  $i$  y  $t$  o en  $j$  y  $t$ .

<sup>2</sup> *Iterative Reweighted Least Squares*.

<sup>3</sup> El modelo log-lineal es una clase de MLGs, ya que la distribución normal es miembro de la familia exponencial. La función de enlace está dada por la función identidad, y la función de varianza es igual a 1,

relaciona los predictores o covariables  $\mathbf{Z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta}$  con  $E[X_{ijt} | \mathbf{Z}_{ijt}]$ . Si bien la función logarítmica no corresponde al enlace canónico o natural de la distribución Gamma, la misma se justifica por la estructura del modelo, i.e.,  $y = e^x$ . De esta forma, la diferencia fundamental radica en la función de varianza  $v(\cdot)$ , siendo  $v(\mu) = \mu$  y  $v(\mu) = \mu^2$  para la distribución Poisson y Gamma, respectivamente, donde  $\mu = E[X_{ijt} | \mathbf{Z}_{ijt}]$ . De acuerdo a Manning y Mullahy (2001), Santos Silva y Tenreiro (2006), la función de varianza puede plantearse de la siguiente forma

$$v(X_{ijt} | \mathbf{Z}_{ijt}) = \lambda_0 E[X_{ijt} | \mathbf{Z}_{ijt}]^{\lambda_1}, \quad (8)$$

en la cuál, si  $\lambda_1 = 1$  indica una distribución de Poisson, y si  $\lambda_1 = 2$  la distribución adecuada es la Gamma. Con base en (8), Deb, Manning y Norton (2013) proponen un test de Park modificado para obtener  $\lambda_1$ , que consiste en ajustar el siguiente modelo

$$(X_{ijt} - \hat{X}_{ijt}^F)^2 = \lambda_0 [\hat{X}_{ijt}^F]^{\lambda_1} + \zeta_{ijt}, \quad (9)$$

donde  $\hat{X}_{ijt}^F$  representa los valores predichos de (7), y el superíndice  $F$  denota la distribución asumida (Poisson o Gamma). De esta forma, una vez obtenidos  $\hat{X}_{ijt}^{Poisson}$  y  $\hat{X}_{ijt}^{Gamma}$ , se ajusta (9) aplicando IRLS-Poisson y IRLS-Gamma, respectivamente.

Para analizar la especificación funcional se calcula la prueba RESET (*Regression Equation Specification Error Test*) de Ramsey, a partir de los valores ajustados bajo los tres métodos propuestos. Para ello, se incorporan los valores predichos de segundo y tercer grado, y se realiza una prueba de significatividad conjunta sobre los coeficientes asociados a los mismos. Todos los cálculos y estimaciones se realizan mediante el software STATA versión 12.

## Resultados

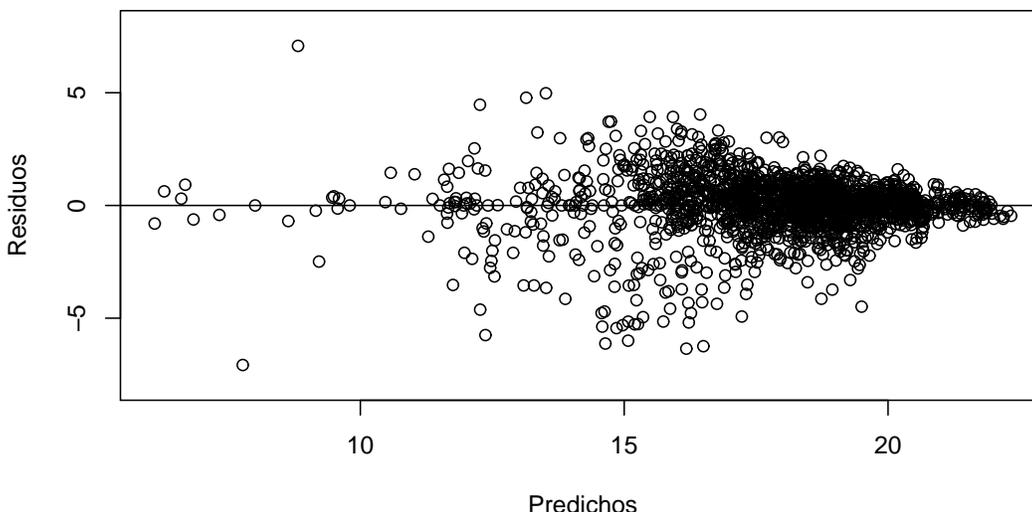
Como fuera apuntado en el marco teórico, la inconsistencia de los estimadores MCO bajo una transformación no lineal de un modelo de elasticidad constante, está dada por la relación presente entre la varianza del error y las covariables. De esta forma, la conveniencia de uno u otro método de estimación de (7), está dada por la existencia de heterocedasticidad en los datos. Por ende, se analiza ésto en primer lugar, a partir de los residuos del modelo log-lineal.

En la figura 1 se muestra el diagrama de dispersión entre los residuos y los valores predichos bajo el modelo log-lineal, donde se observa que la varianza no es constante. Sin embargo, bajo regresión múltiple, un diagrama de dispersión de este tipo puede deberse en realidad a una incorrecta especificación de la función de la media, es decir, es indicativo de un problema, pero no puede inferirse de cuál, salvo bajo ciertas condiciones (Weisberg, 2005).

---

es decir, la varianza es independiente de la media.

Figura 1: Diagrama de dispersión: residuos vs. predichos. Modelo log-lineal.



Sobre los residuos del modelo log-lineal se realizaron las pruebas de Breusch-Pagan y White, para analizar la existencia de heterocedasticidad. La primera consiste en realizar una regresión entre los residuos al cuadrado y las variables independientes, obteniéndose un estadístico<sup>4</sup>  $\chi_{228}^2 = 894,92$ . La prueba de White, difiere de la anterior ya que incorpora además a la regresión auxiliar, las interacciones y los términos al cuadrado de las variables independientes, pudiendo captar formas de heterocedasticidad más generales que la anterior. Por este motivo, no se incluyen los efectos fijos  $\psi_i$  y  $\phi_j$ , y los términos de interacción  $\theta_{ij}$ . A partir de esta prueba, que arroja un estadístico  $\chi_{41}^2 = 429,13$ , también se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad<sup>5</sup>.

Por último, se calcula la prueba modificada de Wald, que difiere de las anteriores ya que la hipótesis nula recae sobre el par exportador-importador, y no sobre la observación, i.e.,  $H_0^{Wald} : \sigma_{(ij)}^2 = \sigma^2 \forall (ij)$ , y aparece como la más indicada para la estructura de datos bajo estudio. De la misma, se rechaza la hipótesis nula de igual varianza del error para el par exportador-importador, ya que arroja un estadístico  $\chi_{221}^2 = 7e^{30}$ , superior al valor crítico de comparación bajo la respectiva distribución teórica. Por lo tanto, ya sea a partir de la inspección gráfica, como de las pruebas realizadas, sin ser éstas exhaustivas, se observa la existencia de algún tipo de heterocedasticidad, lo que justifica la adopción de la metodología escogida.

En la tabla 1 se muestran los resultados obtenidos mediante los tres métodos propuestos. En primer lugar, los efectos fijos exportador, importador e interacción, son estadísticamente significativos bajo los tres modelos, indicando la existencia de heterogeneidad entre países exportadores, países importadores, y la relación entre ellos<sup>6</sup>.

El test RESET indica una especificación funcional incorrecta bajo el modelo log-lineal, no

<sup>4</sup>Se utiliza la versión  $\chi_{k-1}^2 = nR^2$ , es decir, el número de observaciones multiplicado por el coeficiente de determinación de la regresión auxiliar.

<sup>5</sup>Esta prueba se calcula a partir de un test de significatividad conjunta de todas las variables incluidas en la regresión auxiliar.

<sup>6</sup>Las hipótesis nulas son  $\psi_i = 0 \forall i$ ,  $\phi_j = 0 \forall j$  y  $\theta_{ij} = 0 \forall ij$ . Los estadísticos calculados bajo todos los modelos son superiores a los valores críticos de comparación.

así bajo los modelos Poisson y Gamma. De esta forma, se evidencia la conveniencia de estimar  $X_{ijt} = \exp(\mathbf{Z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{ijt})$  por sobre  $\ln(X_{ijt}) = \mathbf{Z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{ijt}$ . Para analizar la relación entre media y varianza bajo los modelos Poisson y Gamma, se estimó  $\lambda_1$  de (9) a partir de los predichos  $\hat{X}_{ijt}^{Poisson}$  y  $\hat{X}_{ijt}^{Gamma}$ , obteniéndose  $\hat{\lambda}_1 = 1,88$  y  $\hat{\lambda}_1 = 1,93$ , respectivamente. Por lo tanto, el modelo que asume distribución Gamma, i.e.  $\lambda_1 = 2$ , es el que presenta un mejor ajuste a los datos.

Ahora bien, ¿cuál es el impacto de una incorrecta especificación funcional, como así también, de la no consideración de la relación entre media y varianza?

Sobre esta pregunta, si bien los estimadores no difieren en su signo, se constatan diferencias importantes en la magnitud de los mismos, observándose en general, una sobreestimación de los efectos de las covariables bajo el modelo log-lineal clásico.

La elasticidad precio bajo el modelo log-lineal es tres veces superior a la calculada bajo el modelo Gamma. En términos económicos, a partir del primero se infiere que la harina de soja posee una demanda de elasticidad unitaria. Sin embargo, bajo el modelo más “confiable”, la demanda de harina de soja resulta inelástica, siendo más consistente con lo esperado en función de las características del bien bajo estudio. Específicamente, si el precio de la harina de soja se incrementa un 10 %, las cantidades demandadas se reducen en un 3,5 %, aproximadamente. El efecto de la distancia, medida a partir de la diferencia entre los precios CIF y FOB, resulta casi del doble bajo la transformación logarítmica (-0.29 vs. -0.17). Respecto al tamaño del país exportador, medido a través de la producción total de harina de soja, un aumento del 10 % en la misma, incrementa las cantidades comerciadas en un 6,5 %, lo que refleja la relevancia que posee el mercado doméstico como destino en los países exportadores.

Considerando el período bajo estudio, Argentina, Brasil y Estados Unidos, volcaron en promedio, el 58 % de la producción total de harina de soja al mercado externo, pasando del 63 % al 55 % entre el año 1995 al 2013, lo que implica un crecimiento del mercado interno como destino final. Suponiendo stocks constantes, la producción debe ser equivalente a la suma de la cantidad exportada y la cantidad destinada al mercado doméstico, de lo que se infiere que  $\omega_X + \omega_{CD} = 1$ , siendo  $\omega_X$  y  $\omega_{CD}$  las participaciones marginales respecto a la cantidad exportada y la cantidad destinada al mercado doméstico, respectivamente<sup>7</sup>. Teniendo en cuenta esto, para que el mercado doméstico haya ganado participación durante el período analizado, debe cumplirse que  $\omega_X < 0,5$ . Tomando la participación promedio y la elasticidad calculada, se tiene que  $\omega_X = 0,58 * 0,65 = 0,37$ , es decir, por cada 1000 toneladas producidas de harina de soja, en promedio, 370 fueron exportadas y 630 volcadas al mercado doméstico<sup>8</sup>.

En cuanto al efecto de la producción de carne en los países importadores de harina de soja, se observa en primer lugar que, la elasticidad calculada respecto a la producción de pollo es aproximadamente el triple bajo el modelo log-lineal (1 vs 0.36). En segundo lugar, la producción de cerdo aparece como estadísticamente significativa solamente bajo el mo-

<sup>7</sup>Partiendo de  $Q = X + CD$  y diferenciando respecto a  $Q$ ,  $1 = \frac{\partial X}{\partial Q} + \frac{\partial CD}{\partial Q} = \omega_X + \omega_{CD}$ . A su vez,  $\omega_X = \frac{\partial X}{\partial Q} = \frac{\partial \ln(X)}{\partial \ln(Q)} \frac{X}{Q} = \eta_{X,Q} s_X$ , por lo tanto,  $\eta_{X,Q} s_X + \eta_{CD,Q} s_{CD} = 1$ .

<sup>8</sup>Utilizando la elasticidad calculada bajo el modelo log-lineal, se observa que,  $\omega_X = 0,58 * 1,02 = 0,59$ , lo que no se corresponde con la evolución de las variables analizadas.

delo Gamma, aunque su importancia en términos económicos es sensiblemente inferior a la producción de pollo. Por su parte, la producción de carne bovina resulta no significativa estadísticamente en todos los modelos. Las relaciones halladas entre cantidad importada de harina de soja y las diferentes producciones de carnes bajo el modelo Gamma, son consistentes con el peso que posee este bien como insumo en las respectivas producciones. Por ejemplo, la conversión g/kg de harina de soja para la Unión Europea se estima en 232, 648 y 967, para la producción de carne bovina, porcina y de pollo, respectivamente (van Gelder, Kammeraat y Kroes, 2008).

Por último, la existencia de Acuerdos de Libre Comercio entre exportador e importador, no resulta significativa estadísticamente en ninguno de los modelos utilizados.

Tabla 1: Resultados Modelo Gravitacional

	Log-lineal	Poisson	Gamma
$\ln(p_{ijt})$	-1.0376*** (0.2292)	-0.2770** (0.1126)	-0.3418*** (0.1025)
$\ln(CT_{ijt})$	-0.2902*** (0.0826)	-0.0795*** (0.0308)	-0.1745*** (0.0363)
$\ln(Q_{it}^{Har})$	1.0255*** (0.2406)	0.9291*** (0.1383)	0.6595*** (0.1498)
$\ln(Q_{jt}^{Pollo})$	1.0033*** (0.3151)	0.4251** (0.2058)	0.3643* (0.1875)
$\ln(Q_{jt}^{Bovina})$	0.1141 (0.1687)	0.1739 (0.0733)	0.0689 (0.0947)
$\ln(Q_{jt}^{Cerdo})$	0.0241 (0.0196)	-0.0018 (0.0094)	0.0182* (0.0100)
$ALC_{ijt}$	-0.3012 (0.3680)	-0.0687 (0.2151)	-0.0697 (0.2370)
$ALC_{ijt-1}$	0.4612 (0.4096)	0.2247 (0.2238)	0.3236 (0.2369)
Efecto Exportador: $\psi_i$	$F_{2,1626} = 10,21$	$\chi^2_2 = 56,41$	$\chi^2_2 = 47,74$
Efecto Importador: $\phi_j$	$F_{82,1626} = 208,65$	$\chi^2_{82} = 44541$	$\chi^2_{82} = 68918$
Efecto Interacción: $\theta_{ij}$	$F_{127,1626} = 516,93$	$\chi^2_{127} = 210000$	$\chi^2_{127} = 190000$
Nº Observaciones	1854	1854	1854
RESET (p-valor)	0.0000	0.0886	0.2301
$\hat{\lambda}_1$		1.8843 (0.0358)	1.9384 (0.0212)

Nota: Errores estándar robustos por *cluster* (exportador-importador) entre paréntesis

\*\*\* *p-valor* < 0.01; \*\* *p-valor* < 0.05; \* *p-valor* < 0.1

## Conclusiones

El presente trabajo tuvo como objetivo evaluar el desempeño de los métodos de estimación generalmente utilizados en el marco de los modelos gravitacionales, considerando como caso de estudio el comercio internacional de harina de soja durante el período 1995-



2013. Además del modelo log-lineal clásico, se consideraron las distribuciones Poisson y Gamma dentro de los Modelos Lineales Generalizados para contemplar la relación entre media y varianza esperada, y utilizando en ambos, la función logarítmica como función de enlace. De los resultados obtenidos se observó un mejor desempeño de los modelos generalizados, por sobre el modelo log-lineal. A su vez, aquel que asume una distribución Gamma es el que mejor describe la relación entre media y varianza para los datos bajo estudio. En relación a esto, las estimaciones de los parámetros bajo el modelo Gamma son las que más se acercan a lo esperado en términos económicos. Por lo tanto, el análisis del supuesto de homocedasticidad, especificación funcional y relación entre media y varianza, cobran relevancia en modelos de elasticidad constante para darle robustez a los resultados alcanzados.

### Referencias Bibliográficas

- Anderson, J. (1979). A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *American Economic Review*, 69(1): 106-116.
- Anderson, J. y van Wincoop, E. (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *The American Economic Review*, 93(1): 170-192.
- Baier, S., Kerr, A. y Yotov, Y. (2017). Gravity, Distance, and International Trade. CESifo Working Paper, N° 6357, Center for Economic Studies and Ifo Institute (CESifo), Munich.
- Baier, S. y Bergstrand, J. (2007). Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? *Journal of International Economics*, 71: 72-95.
- Baltagi, B., Egger, P. y Pfaffermayr, M. (2003). A Generalized Design for Bilateral Trade Flow Models. *Economic Letters*, 80: 391-397.
- Bergstrand, J. (1985). The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundation and Empirical Evidence. *Review of Economics and Statistics*, 67(3): 474-481.
- Bergstrand, J. (1989). The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor Proportions Theory in International Trade. *Review of Economics and Statistics*, 71(1): 143-153.
- Bergstrand, J. (1990). The Heckscher-Ohlin-Samuelson Model, the Linder Hypothesis and the Determinants of Bilateral Intra-Industry Trade. *Economic Journal*, 100(143): 1216-1229.
- Carneiro, A., Guimaraes, P. y Portugal, P. (2012). Real Wages and the Business Cycle: Accounting for Worker, Firm, and Job Title Heterogeneity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(2): 133-152.
- Correia, S. (2016). REGHDFE: Stata Module to Perform Linear or Instrumental-Variable Regression Absorbing Any Number of High-dimensional Fixed Effects. Stata Conference, Chicago, Illinois.
- Deb, P., Manning, W. y Norton, E. (2013). Modeling Health Care Costs and Counts. Intern-



- tationl Health Economic Association Congress, Sidney.
- Head, K. y Mayer, T. (2014). Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook. In Gopinath, G., Helpman, E. y Rogoff, K. (Ed.), *Handbook of International Economics* (pp. 131-195), Elsevier.
- Koo, W., Karemera, D. y Taylor, R. (1994). A Gravity Model Analysis of Meat Trade Policies. *Agricultural Economics*, 10: 81-88.
- Larch, M., Wanner, J., Yotov, Y. y Zylkin, T. (2017). The Currency Union Effect: A PPML Re-assessment with High-Dimensional Fixed Effects. GPN Working Paper N° 015, National University of Singapore.
- Manning, W. y Mullahy, J. (2001). Estimating Log Models: To Transform or Not to Transform? *Journal of Health Economics*, 20: 461-494.
- Nelder, J. y Wedderburn, R. (1994). Generalized Linear Models. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 135(3): 370-384.
- Olivero, M. y Yotov, Y. (2012). Dynamic Gravity: Endogenous Country Size and Asset Accumulation. *Canadian Journal of Economics*, 45(1): 64-92.
- Piermartini, R. y Yotov, Y. (2016). Estimating Trade Policy Effects with Structural Gravity. WTO Staff Working Paper, N° ERSD-2016-10, World Trade Organization (WTO), Geneva.
- Santos Silva, J. y Tenreiro, S. (2006). The Log of Gravity. *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658.
- van Berheijk, P. y Brakman, S. (2010). *The Gravity Model in International Trade. Advances and Applications*. Cambridge University Press, New York.
- van Gelder, J., Kammeraat, K. y Kroes, H. (2008). Soy Consumption for Feed and Fuel in the European Union. Profundo, Economic Research.
- Weisberg, S. (2005). *Applied Linear Regression*. Wiley Series in Probability and Statistics, John Wiley & Sons, 3° ed.

## Apéndice

Tabla 2: Fuente y descripción de los datos.

Variable	Descripción	Fuente	Construcción
$X_{ijt}$	Cantidad exportada	COMTRADE	
$p_{ijt}$	Precio implícito	COMTRADE	Cociente entre valores y cantidades exportadas
$CT_{ijt}$	Costo de transporte	COMTRADE	Diferencia entre precio cif (calculado a partir del cociente entre el valor y cantidad importadas) y el precio fob
$Q_{it}^{Har}$	Producción de harina de soja en el país exportador $i$	USDA	
$Q_{jt}^{Pollo}$	Producción de carne de pollo en el país importador $j$	FAOSTAT	
$Q_{jt}^{Bovina}$	Producción de carne bovina en el país importador $j$	FAOSTAT	
$Q_{jt}^{Cerdo}$	Producción de carne de cerdo en el país importador $j$	FAOSTAT	
$ALC$	Existencia de Acuerdos de libre comercio entre el país $i$ y el país $j$	OEA-SICE	Variable dicotómica: $ALC = 1$ si existe acuerdo de libre comercio, $ALC = 0$ caso contrario