



UNIVERSIDAD NACIONAL DE ROSARIO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ESTADÍSTICA

DETERMINANTES DEL COMERCIO INTERNACIONAL
DE HARINA DE SOJA: DOS ENFOQUES
ECONOMÉTRICOS ALTERNATIVOS PARA DATOS EN
PANEL

TESIS PRESENTADA POR MARIANO CORONEL
PARA OBTENER EL GRADO DE DOCTOR EN ECONOMÍA

DIRECTOR: RODRIGO GARCÍA ARANCIBIA, DR. (*IECAL-FCE, Universidad
Nacional del Litoral & CONICET*)

2022

Agradecimientos

Claro que escribir no es grato. Es grato haber escrito.

— Alejandro Dolina

Quisiera agradecer a la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional del Litoral, por la formación brindada y la oportunidad que me ha dado de ejercer la docencia. A mis compañeros e integrantes del Instituto de Economía Aplicada Litoral: Edith Depetris, Jimena Vicentin Masaro, Gustavo Rossini, Luciano Russo, Ana Laura Chara, y especialmente a la “leienda” Rodrigo García Arancibia. Sin sus enseñanzas y apoyo en momentos difíciles el cierre de esta etapa no hubiese sido posible.

Agradezco también, a la Agencia Nacional de Promoción de la Investigación, el Desarrollo Tecnológico y la Innovación (ex ANPCyT), y al Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), por el financiamiento de mis estudios.

Finalmente, quiero dedicarles el esfuerzo plasmado aquí a mi familia, los que están y los que ya se fueron, a mis amigos del barrio, y en especial a mi hija Flor, orgullo y motor de mi vida.

Resumen

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 de las exportaciones de Argentina se explica por tres productos: harina, aceite y porotos de soja. De los tres, la harina de soja es el de mayor relevancia en términos de generación de divisas. A su vez, la elevada competitividad alcanzada por este sector, y el escaso consumo doméstico de harina de soja, le ha posibilitado a la Argentina posicionarse como el principal exportador de este producto a nivel mundial. Teniendo en cuenta lo anterior, el objetivo general de esta tesis consiste en conocer y estimar las elasticidades del comercio mundial de harina de soja. Para cumplir con el mismo, se utiliza un enfoque micro-económico con datos en panel, en el cual la hipótesis de Armington funciona como guía para derivar los distintos modelos que se utilizan.

En el primer capítulo de la tesis se busca mostrar la importancia del complejo sojero en Argentina, y específicamente de la harina de soja, mediante la descripción de las variables económicas que explican su desenvolvimiento. A su vez, se describen las principales características del mercado internacional de harina de soja, puntualizando en aquellos factores vinculados a la demanda de importaciones.

En el capítulo 2, se propone un sistema de ecuaciones con datos en panel bajo el enfoque dual, que permite obtener las elasticidades precio e insumo-producto de la demanda condicionada de importaciones de harina de soja, teniendo en cuenta a los principales países importadores. Además, se propone un indicador de posicionamiento competitivo, que se construye a partir de las elasticidades precio, con el objeto de evaluar el desempeño de los principales países exportadores de harina de soja en esos mercados.

En el capítulo 3, se especifica un modelo gravitacional para el comercio internacional de harina de soja, con el que se busca conocer y estimar las elasticidades del comercio respecto a determinantes naturales, culturales y de política comercial. En este marco, se proponen distintas variantes de la ecuación gravitacional que permiten evaluar algunas de las principales hipótesis que se desprenden de

este modelo.

Por último, en el capítulo 4 se presentan las principales conclusiones de la tesis, como así también, se señalan los límites y posibles extensiones de la misma, que pueden ser objeto de estudio en futuras investigaciones.

Palabras Clave: *Enfoque Dual * Producción de carnes *Modelo Gravitacional *Elasticidades *Efectos Fijos *Efectos Aleatorios *Modelos Lineales Generalizados.

Clasificación JEL: C33, D11, D21, F14, Q17.

Índice general

Agradecimientos	2
Resumen	3
Introducción	11
1. Caracterización del Comercio Internacional de Harina de Soja y su Importancia para Argentina	18
1.1. Introducción	18
1.2. Aspectos Metodológicos	19
1.2.1. Indicadores de Desempeño Competitivo	19
1.2.2. Modelo de Corrección de Errores	21
1.2.3. Indicadores de Autosuficiencia Alimentaria	22
1.2.4. Datos Utilizados	23
1.3. Relevancia Productiva y Exportadora de la Harina de Soja en Argentina	24
1.3.1. Desempeño Competitivo del Complejo Sojero	26
1.4. Descripción de la Oferta y Demanda Mundial de Harina de Soja .	29
1.5. Dinámica de los Precios Internacionales del Complejo Sojero . . .	35
1.6. Determinantes de la Demanda de Harina de Soja en los Principales Países Importadores	38
1.6.1. Crecimiento Demográfico y de Ingresos	38
1.6.2. La Producción de Carnes	40
1.6.3. Principales Cereales Utilizados en la Producción de Carnes	42
1.6.4. Niveles de Autosuficiencia y Destino de la Oferta de los Principales Cereales	45
1.7. Síntesis del Capítulo	49
2. Demanda de Importaciones de Harina de Soja: Un Enfoque Dual de Sistema con Datos en Panel	51
2.1. Introducción	51
2.2. Función de Costos y Sistema de Demanda de Insumos	52

2.3. Estrategia Empírica	57
2.3.1. Especificación Econométrica	58
2.3.2. Pruebas de Especificación del Modelo	61
2.3.3. Fuente de los Datos y Descripción de las Variables	63
2.4. Resultados	67
2.4.1. Análisis y Selección del Modelo	67
2.4.2. Función de Costos y Análisis de sus Propiedades	71
2.4.3. Análisis de las Elasticidades Precio de la Demanda de Insumos	75
2.4.4. Análisis de las Elasticidades Insumo-Producto	79
2.4.5. Elasticidades Precio e Implicancias para Argentina y sus Competidores	82
2.5. Síntesis del Capítulo	86
3. Comercio de Harina de Soja: Un Modelo Gravitacional con Efec- tos Fijos Multidimensionales	88
3.1. Introducción	88
3.2. Modelo Gravitacional de Comercio	89
3.3. Estrategia Empírica	94
3.3.1. Especificación Econométrica	94
3.3.2. Transformación Logarítmica y Sesgo del Estimador MCO .	97
3.3.3. La Ecuación Gravitacional en el Contexto de los Modelos Lineales Generalizados	99
3.3.4. Fuente de los Datos y Construcción de las Variables	101
3.4. Descripción de las Variables	103
3.5. Resultados	107
3.5.1. Elasticidades Sin Comercio Intranacional	107
3.5.2. Elasticidades Incorporando el Comercio Intranacional	112
3.6. Síntesis del Capítulo	114
4. Conclusiones Generales	116
A. Tablas Auxiliares Capítulo 1	134
B. Tablas Auxiliares Capítulo 2	136
C. Tablas Auxiliares Capítulo 3	140

Índice de Figuras

1.1. Superficie cosechada, producción de soja y harina de soja	25
1.2. Evolución de las exportaciones del complejo sojero	25
1.3. Índice de ventajas comparativas reveladas simétrico del complejo sojero	28
1.4. Producción y exportación de harina de soja (millones de toneladas)	30
1.5. Participación en las importaciones mundiales (en cantidad)	31
1.6. Volumen de importaciones de harina de soja países europeos período 1995-2013 (valores expresados en miles de toneladas)	32
1.7. Volumen de importaciones de harina de soja países asiáticos período 1995-2013 (valores expresados en miles de toneladas)	33
1.8. Volumen de importaciones de harina de soja países de América y África período 1995-2013 (valores expresados en miles de toneladas)	34
1.9. Precio aceite de soja (eje derecho) y diferencia entre el precio del poroto y de la harina (eje izquierdo)	35
1.10. Funciones Impulso-Respuesta: aceite-soja y aceite-harina	37
1.11. Población de los principales importadores de harina de soja	38
1.12. Crecimiento PBI pc (dólares PPC) de los países importadores . .	40
1.13. Producción de carne porcina (miles de toneladas)	41
1.14. Producción de carne de pollo (miles de toneladas)	42
1.15. Producción de carne bovina (miles de toneladas)	43
1.16. Autosuficiencia y maíz destinado a <i>feed</i>	47
1.17. Autosuficiencia y trigo destinado a <i>feed</i>	48
1.18. Harina de soja importada-producida y principales cereales	49
2.1. Diagrama de dispersión entre costo total y producción de carnes .	66
2.2. Diagrama de dispersión entre costo total y precios relativos	67
2.3. Influencia Parcial bajo el modelo de Efectos Fijos	69
2.4. Influencia Parcial bajo el modelo de Efectos Aleatorios	70
2.5. Influencia parcial ecuación de costos con simetría en precios . . .	71
2.6. Valores predichos de las participaciones de insumos	74
2.7. Elasticidades de la demanda de Harina de Soja por país	78

2.8. Elasticidades insumo-producto de la demanda de Harina de Soja por país (Efectos Fijos)	81
2.9. Elasticidades insumo-producto de la demanda de Harina de Soja por país (Efectos Aleatorios)	82
2.10. Posicionamiento competitivo de los principales exportadores de harina de soja (IC_{jt})	86
3.1. Distribución de frecuencias del cociente entre precio CIF y FOB .	105
3.2. Comercio de harina de soja para el período 1995-2015 según variables gravitacionales <i>t-invariantes</i> (en miles de toneladas)	106
3.3. Comercio de harina de soja para el período 1995-2015 según acuerdos regionales y casos de BSE (en miles de toneladas)	107

Índice de Tablas

1.1. Participación promedio de las exportaciones de harina de soja (en %)	26
1.2. Contribución relativa a la balanza comercial del complejo sojero .	27
1.3. Resultados Modelo de Corrección de Errores (VECM)	36
1.4. Principales cereales y subproductos utilizados como <i>feed</i> por países europeos. Proporción respecto a la cantidad total de insumos durante el período 1995-2013	44
1.5. Principales cereales y subproductos utilizados como <i>feed</i> por países asiáticos. Proporción respecto a la cantidad total de insumos durante el período 1995-2013	44
1.6. Principales cereales y subproductos utilizados como <i>feed</i> por países de América y África. Proporción respecto a la cantidad total de insumos durante el período 1995-2013	45
1.7. Autosuficiencia en harina de Soja. Promedio 1995-2013	46
2.1. Resumen estadístico de las principales variables	64
2.2. Desviación estándar dentro, entre y total	66
2.3. Pruebas de heterogeneidad individual y endogeneidad	68
2.4. Parámetros estimados de la función de costos	72
2.5. Pruebas de Wald. Propiedades de la función de costos	73
2.6. Matriz de elasticidades parciales Allen-Uzawa (Efectos Fijos) . . .	73
2.7. Elasticidades precio de la demanda de insumos (Efectos Fijos) . .	76
2.8. Elasticidades precio de la demanda de insumos (Efectos Aleatorios)	76
2.9. Elasticidades insumo-producto (Efectos Fijos)	80
2.10. Elasticidades insumo-producto (Efectos Aleatorios)	80
2.11. Posicionamiento competitivo de los principales exportadores de harina de soja (IC_{ij})	84
3.1. Descripción estadística de las variables dependientes	103
3.2. Estadísticas descriptivas variable distancia	104
3.3. Número de países que comparten frontera, lenguaje y lazo colonial según exportador	105

3.4. Modelo gravitacional con cantidades como variable dependiente. Incluyendo sólo comercio internacional	108
3.5. Modelo gravitacional con valores como variable dependiente	111
3.6. Modelo gravitacional con cantidades como variable dependiente. Incorporando comercio intra-nacional	113
A.1. Contrastes de raíces unitarias variables en nivel	134
A.2. Contrastes de raíces unitarias variables en diferencia	135
A.3. Pruebas de Cointegración	135
A.4. Contrastes de raíces unitarias sobre los residuos del modelo VEC .	135
B.1. Parámetros estimados ecuación de costos	136
B.2. Parámetros estimados ecuación participación harina	137
B.3. Parámetros estimados ecuación participación soja	138
C.1. Lista de Países Importadores Modelo Gravitacional	140
C.2. Modelos de Poisson sin filtrar observaciones sin efecto exportador- importador	142
C.3. Modelos de Poisson sin filtrar observaciones	143

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. En promedio, aproximadamente un tercio del valor de las exportaciones totales de Argentina se explica tan sólo por tres productos: *harina, aceite y porotos de soja*. Esto implica que uno de cada tres dólares que ingresan por la vía comercial corresponden a este complejo, sin considerar las exportaciones de *biodiesel* producido a partir de esta oleaginosa. De estos tres, la harina de soja es el de mayor relevancia en términos de generación de divisas, explicando este producto aproximadamente un 15% del valor total de las ventas externas del país durante el período 2013-2018 (INDEC, 2019).

Este complejo presenta características diferentes a las de otros sectores o producciones, como es el caso de los lácteos o carnes. En primer lugar, se trata de un sector de elevada eficiencia a nivel internacional y acotado localmente a las primeras etapas de producción, las cuales se encuentran insertas en Cadenas Globales de Valor donde se completa la transformación industrial en el exterior (Bisang, Anlló & Campi, 2009). En segundo lugar, el consumo doméstico de los sub-productos de la molienda de soja es relativamente bajo en Argentina, comparado con el resto de los países exportadores de harina y aceite. Todo esto, le ha posibilitado a la Argentina posicionarse como el principal exportador en los respectivos mercados internacionales.

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 avícola y porcina debido a su composición nutricional. La Unión Europea (UE) en conjunto representa el mayor importador de harina de soja y el segundo en soja, 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 proteínico proveniente de harina y porotos de soja. Simultáneamente, el fuerte crecimiento poblacional y de ingresos de las economías en desarrollo observado en las últimas décadas, ha generado un incremento en el consumo de carnes y

de alimentos en general, que impacta directamente en la demanda mundial de harina de soja.

Con base en lo descrito anteriormente, la harina de soja posee un papel fundamental en la configuración actual del sistema agroalimentario mundial, cuya demanda está explicada por dos grupos de países con características y dinámicas diferentes, pero ambos vinculados estrechamente al mercado externo. En este sentido, la fuerte dependencia que posee la UE respecto a la importación de soja y harina de soja 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 & Tyszler, 2014; de Visser, Schreuder & 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 en la UE.

La problemática planteada pone de relieve por un lado, la relevancia que posee la harina de soja en la producción de alimentos a nivel global, y por otro, la dependencia de Argentina a las vicisitudes del mercado internacional de harina de soja. Por lo tanto, cabe preguntarse lo siguiente: *¿Cuáles son los principales determinantes del comercio internacional de harina de soja?* Las respuestas a esta pregunta, buscan visibilizar y señalar determinados elementos generalmente soslayados —tanto a nivel académico como en el seno de la opinión pública— que resultan claves para el desenvolvimiento del complejo sojero en Argentina, y para el desarrollo económico del país dada la relevancia de este sector en la producción nacional.

En referencia al campo académico, existe una extensa literatura dedicada al estudio del mercado internacional de la soja, enfocada principalmente en el análisis y estimación de la demanda de importaciones de China (e.g. Andino, Mulik & Koo, 2006; Chen, Marchant & Muhammad, 2010; Chen, Marchant & Song, 2009; Masuda & Goldsmith, 2009; Sabala & Devadoss, 2019; Saghaian, 2017; Zhu, Seale & VanSickle, 2015). La existencia de poder de mercado por parte de países exportadores y/o importadores de soja también ha sido analizada en diferentes investigaciones (e.g. Nakajima, 2011, 2012; Odeh & Peterson, 2003; Song, Marchant, Reed & Xu, 2006). En el marco de los modelos gravitacionales, pueden encontrarse los trabajos de Da Silva Oliveira (2016) y Yao y Hillberry (2018), los cuales incorporan la problemática de los OGM en el comercio internacional de la soja. En esta línea, pero con un enfoque empírico, pueden citarse los trabajos de Xia, Houston, Escalante y Epperson (2012) y Wang (2016), aplicados al comercio de oleaginosas en general y a las importaciones de soja en Japón, respectivamente.

Respecto al mercado internacional de la harina de soja, los antecedentes no son tan numerosos ni recientes. Uri y Hyberg (1994) estiman la demanda de exportaciones de harina de soja de Estados Unidos, mientras que Heien y Pick (1991) y Knipscheer, Hill y Dixon (1982) ofrecen estimaciones de las elasticidades de la demanda de importaciones de Europa y Japón. Arruda Coronel, Lopes Amorim, Braga y Carvalho Campos (2010), Deodhar y Sheldon (1997) y Susanto (2006), analizan la existencia de poder de mercado para el caso de la harina de soja. Por su parte, Masuda y Goldsmith (2012) estiman la demanda doméstica de harina de soja en China. También pueden encontrarse estudios que analizan la relación entre el tipo de cambio nominal y los precios del complejo sojero en Brasil (Bender Filho, Lopes Amorim, Pinheiro de Sousa & Arruda Coronel, 2013 y Margarido, Turolla & Bueno, 2007).

En función de los antecedentes relevados y los cambios acontecidos en el mercado internacional de harina de soja, se busca contribuir al conocimiento científico mediante la especificación de modelos microeconómicos consistentes con las particularidades del mercado internacional de harina de soja y la obtención de las respectivas elasticidades del comercio. Además, se intenta plasmar el trabajo realizado por el autor y el equipo de investigación del que forma parte (Coronel, 2014a; Coronel, 2014b; Coronel, 2016; Coronel, 2018; Coronel & Depetris Guiguet, 2016a; Coronel & Depetris Guiguet, 2016b; Coronel & García Arancibia, 2019).

La presente tesis se focaliza entonces, en los determinantes del comercio internacional de harina de soja, entendiéndolo que el estudio y análisis de los mismos es vital para trazar cualquier estrategia de inserción internacional, como así también, para la toma de decisiones al interior del complejo productivo. Además, este conocimiento resulta útil para la planificación de la política económica general, dada la dependencia de la misma respecto a las divisas que aporta este sector.

Objetivos de Investigación y Enfoque General de la Tesis

Objetivo General: Conocer y estimar las elasticidades del comercio mundial de harina de soja.

Objetivos Específicos:

- a) Describir la dinámica productiva y exportadora del complejo sojero en Argentina.
- b) Describir las principales variables que caracterizan al mercado internacional de harina de soja.

- c) Modelar la demanda de importaciones de harina de soja como insumo en la producción mundial de carnes.
- d) Conocer las elasticidades precio e insumo-producto de la demanda de importaciones de harina de soja.
- e) Especificar un modelo gravitacional para los flujos de comercio de harina de soja.
- f) Estimar las elasticidades del comercio internacional respecto a las principales variables gravitacionales.

Marco Teórico e Hipótesis

La teoría microeconómica neoclásica funciona como marco general a partir del cual se derivan los distintos modelos que se utilizan en la presente investigación. Además, la hipótesis de Armington (1969) aparece como supuesto medular de la tesis doctoral, y sirve de guía en el diseño y estructura de la misma para dar cuenta de la conducta de los países demandantes de harina de soja.

De acuerdo a lo anterior, en una primera etapa los países deciden el gasto en importaciones de harina de soja independientemente del origen de las mismas. Teniendo en cuenta el rol que posee la harina de soja como insumo en la producción de carnes, principalmente en la producción de pollo, porcina y bovina, se utiliza el enfoque dual para modelar esta primera etapa. Por ende, los países minimizan el gasto total en insumos importados, que incluye las importaciones de harina de soja, sujeto a cierto nivel de producción de carnes. Esto además, permite analizar la relación de sustitución entre la harina de soja importada y la soja importada que se utiliza luego en la producción doméstica de harina. Aquí juega un rol crucial la capacidad de molienda de cada uno de los países productores de carnes, teniendo la posibilidad de sustituir harina importada por aquella que producen a partir de granos importados. Este fenómeno que será aquí estudiado, no ha sido abordado en la literatura relacionada. De aquí, en función de estas relaciones económicas, se deriva un sistema de ecuaciones a partir del cual se obtienen las elasticidades precio e insumo-producto de la demanda condicionada de harina de soja. De esta forma, el análisis recae sobre los *determinantes microeconómicos* de la demanda de importaciones de harina de soja.

En la segunda etapa, los países toman como dado el gasto en las importaciones de harina de soja, y deciden la asignación del mismo entre los diferentes orígenes. Para esta segunda etapa se especifica un modelo gravitacional para modelar los flujos de comercio bilaterales de harina de soja diferenciados por origen.

Si bien los supuestos comportamentales utilizados en esta tesis recaen principalmente sobre la conducta de los países demandantes de harina de soja, el modelo gravitacional ofrece un marco teórico en el cual pueden analizarse variables que hacen al vínculo bilateral entre país exportador y país importador. Por ende, aquí se tienen en cuenta aquellos *determinantes naturales o físicos* como la distancia y la contigüidad, *determinantes culturales* como el idioma y los lazos coloniales, y *determinantes de política comercial* como la existencia de acuerdos de comercio entre los distintos países. Además, se proponen diferentes especificaciones que posibilitan la evaluación de algunas de las hipótesis que se desprenden de este modelo.

Finalmente, a partir del enfoque adoptado y los objetivos propuestos, se plantean las siguientes hipótesis:

- La harina y porotos de soja importados son insumos sustitutos en la producción de carnes.
- La capacidad de procesamiento o molienda de soja de los países afecta negativamente las importaciones de harina de soja.
- Al ser un insumo indispensable en la producción de carnes, la demanda de importaciones de harina de soja es inelástica respecto a su precio.
- Dadas las diferentes características tecnológicas en la producción de cada tipo de carne, la demanda de importaciones de harina de soja es elástica con respecto a la producción de cerdo y pollo, e inelástica respecto a la producción bovina.
- A mayor distancia geográfica entre el país exportador y el país importador, menor es el comercio de harina de soja entre ellos.
- El comercio de harina de soja es mayor entre países que comparten frontera.
- El comercio de harina de soja es mayor entre países que comparten el lenguaje.
- La existencia de lazos coloniales repercute positivamente sobre el comercio de harina de soja.
- Los costos de transporte y seguro se relacionan inversamente con el flujo de comercio de harina de soja.
- Los acuerdos regionales de comercio tienen un efecto positivo sobre el comercio internacional de harina de soja.

Estructura y Metodología General de la Tesis

La presente tesis doctoral se estructura bajo el formato *three papers*, constituida por tres capítulos interrelacionados pero que pueden leerse y comprenderse individualmente. Un primer capítulo que contextualiza y problematiza el comercio de harina de soja y dos capítulos que analizan empíricamente el comercio de este bien, bajo dos enfoques alternativos para datos en panel.

La estimación de los modelos propuestos se apoya fundamentalmente en distintos métodos desarrollados en el área de la econometría de datos en panel. Dentro de las ventajas de la utilización de datos en panel, se destaca la posibilidad de controlar las múltiples fuentes de variabilidad no observada, con el objeto de obtener estimadores insesgados y consistentes de los parámetros de interés. Además, la frecuencia anual de las variables que se requieren para estimar los distintos parámetros, impide la aplicación de métodos propios del campo de la econometría de series de tiempo.

El primer capítulo, de carácter descriptivo, busca cumplir con los objetivos específicos **a** y **b**, y sirve además, para contextualizar y fundamentar la utilización de los diferentes modelos propuestos en los capítulos siguientes. En el mismo, se intenta mostrar en primer lugar la importancia del complejo sojero en Argentina, y especialmente de la harina de soja, mediante la descripción de las principales variables que hacen al desenvolvimiento de este sector. Centrando el análisis en las exportaciones, se utilizan indicadores que permiten evaluar el desempeño competitivo del complejo en términos de su relevancia en la balanza comercial de Argentina y del peso del mismo en el mercado internacional. En segundo lugar, se describe a los principales países que constituyen la oferta y demanda mundial de harina de soja. Mediante el análisis de los precios internacionales del complejo sojero se presenta evidencia empírica que sustenta la hipótesis de sustitución entre las importaciones de harina y porotos de soja. Por último, se realiza una descripción de los principales factores vinculados a la demanda de importaciones de harina de soja y se concluye el primer capítulo con una síntesis del mismo.

Para cumplir con los objetivos específicos **c** y **d**, en el capítulo 2 se deriva a partir de una función de costos translogarítmica, el sistema de ecuaciones que incluye a la demanda de importaciones de harina de soja. Para estimar este sistema, se utilizan datos en panel teniendo en cuenta los principales países importadores de harina de soja. En primer lugar, se comparan mediante distintas pruebas econométricas, los modelos de Efectos Fijos y Efectos Aleatorios, que contemplan la heterogeneidad no observada entre los países, y el modelo agrupado. Además, se analizan las propiedades de la función de costos estimada, que son requeridas para la consistencia con los supuestos de la teoría microeconómica. A partir

de la selección del modelo econométrico, se calculan las elasticidades precio e insumo-producto de la demanda de importaciones de harina de soja. Por último, se propone un indicador del desempeño competitivo para los países exportadores construido a partir de las elasticidades precio obtenidas y seguidamente se realiza una síntesis del capítulo.

En el capítulo 3 se presenta el modelo gravitacional aplicado al comercio internacional de harina de soja, con el que se busca cumplir los objetivos específicos e y f. Dentro de los modelos gravitacionales estructurales se sigue el propuesto por Anderson y van Wincoop (2003). En este marco, se especifican distintas variantes en función del tipo de flujo de comercio que se modela. Una de ellas, consiste en modelar la cantidad como variable dependiente, lo que permite la inclusión del comercio intra-nacional. La ecuación gravitacional se estima en su versión lineal-logarítmica tradicional y en su versión multiplicativa mediante el estimador de Máxima Pseudo Verosimilitud de Poisson. En todas las especificaciones, se incorporan múltiples efectos fijos que permiten controlar la variabilidad no observada. Luego del análisis de los resultados, se finaliza el capítulo con una breve síntesis.

El capítulo 4 cierra con las conclusiones generales de la tesis y la discusión de las hipótesis planteadas. Se intenta además en este último capítulo, realizar recomendaciones de tipo metodológicas y de política económica.

Algunas Aclaraciones

En la presente investigación, se utiliza el término harina de soja para denotar “Tortas y demás residuos sólidos de la extracción del aceite de soja (soya), incluso molidos o en pellets”, cuyo nomenclador es el 2304 en el sistema de códigos armonizado (*HS Code*). Se utiliza la coma como separador de miles y el punto como separador decimal. Para realizar las estimaciones se utilizan los programas estadísticos R y Stata versión 15. El período bajo estudio en los capítulos 1 y 2 comprende los años 1995 a 2013, dado que al momento de finalizar la tesis la información respecto a la producción de carnes se encontraba actualizada hasta ese último año. Sin embargo, la descripción de algunas variables se extiende hasta los años 2017 y 2018, en función de la disponibilidad de las mismas. Por su parte, el modelo gravitacional en el capítulo 3 se estima para el período 1995-2016.

Capítulo 1

Caracterización del Comercio Internacional de Harina de Soja y su Importancia para Argentina

1.1. Introducción

La harina de soja se ha convertido en uno de los principales insumos utilizados en la producción de alimentos, y principalmente, en la producción de carnes, por su contenido de proteínas y demás características nutricionales. La misma, se obtiene conjuntamente con el aceite de soja, a partir de la molienda o procesamiento de la oleaginosa. Básicamente, existen dos métodos o procesos para separar el aceite del resto de los componentes del grano. El primero, y a partir del cual se obtiene la harina de soja, consiste en la utilización de solventes para separar el aceite del poroto. Este método es el utilizado por las grandes empresas a nivel mundial, y explica casi la totalidad de lo intercambiado en los mercados internacionales. El segundo, consiste en el proceso de extrusado y prensado, del cual se obtiene el *expeller* de soja, caracterizado por una menor escala, menor eficiencia y con un mayor contenido de aceite (Latimori, Kloster, Andrés & Garis, 2013), siendo marginal la participación de este último en el comercio mundial.

El rol que ha adquirido la harina de soja en el comercio internacional resulta inseparable de la mejora en las condiciones de vida e ingresos de gran parte de la población a nivel mundial. La caracterización de la misma como insumo en la producción de carnes resulta clave, por lo que la estructura de este capítulo, que se detalla a continuación, está diseñada bajo esta premisa.

En la siguiente sección, se presentan las herramientas metodológicas que se utilizan en distintas secciones de este capítulo. En la sección 1.3 se da cuenta de la importancia que posee el complejo sojero en Argentina, y específicamente la

producción y exportación de harina de soja. Además, se realiza un análisis del desempeño competitivo del complejo, mediante la comparación con otros sectores de la economía, y a partir de su participación en los mercados externos. En la siguiente sección se describe a los principales países que conforman la oferta y demanda de harina de soja en el mercado internacional. La sección 1.5 se destina al análisis del comportamiento de los precios internacionales de la soja, harina y aceite de soja. Ésto, no sólo resulta relevante para comprender la dinámica de precios, sino que ofrece un sustento para el modelo que se utiliza en el capítulo 2, en el cual la soja y harina de soja se consideran insumos sustitutos en la producción de carnes. Teniendo en cuenta a los principales países importadores, en la sección 1.6 se describen algunas de las variables asociadas a la demanda de harina de soja. Por último, se presenta una síntesis del capítulo en la sección 1.7.

1.2. Aspectos Metodológicos

En esta sección se presentan las herramientas metodológicas empleadas en este capítulo. En primer lugar, se proponen distintos indicadores para medir el desempeño competitivo del complejo sojero y sus productos. En segundo lugar, se desarrolla de manera simplificada un modelo de corrección de errores (VECM¹), con el objeto de analizar la relación entre los precios internacionales del complejo de la soja. Por último, se presenta un indicador de autosuficiencia alimentaria, y se propone una transformación del mismo que permite una mejor visualización y comparación entre los principales países importadores de harina de soja.

1.2.1. Indicadores de Desempeño Competitivo

El término competitividad ha sido empleado en la literatura económica con múltiples acepciones y aplicaciones de las más diversas. De acuerdo a Porter (1990), no sólo no existe una definición inequívoca del desempeño competitivo, sino que tampoco existe una teoría generalmente aceptada que lo explique. Teniendo en cuenta la complejidad que supone la operacionalización y medición del desempeño competitivo, se han propuesto diferentes indicadores, cada uno de ellos con sus ventajas y desventajas en función del objetivo de investigación. Para analizar el desempeño competitivo de las exportaciones del complejo sojero² en Argentina se priorizan dos dimensiones: i) el peso relativo del complejo en la balanza comercial del país y ii) el peso relativo del complejo en el comercio internacional.

¹ *Vector Error Correction Model.*

² No se incluyen las exportaciones de biodiesel y demás derivados.

Para la primera, se utiliza el Coeficiente de Contribución Relativa a la Balanza Comercial (*CRBC*) propuesto por Depetris Guiguet, Rossini, García Arancibia y Vicentin Masaro (2011). El mismo viene dado por

$$CRBC_{CS,j} = \frac{\frac{X_{CS}}{X_T}}{\frac{X_j}{X_T}} = \frac{X_{CS}}{X_j}, \quad (1.1)$$

donde X_{CS} corresponde a las exportaciones del complejo sojero, X_T a las exportaciones totales y X_j representa las exportaciones del sector j con el que se desea realizar la comparación. Valores mayores a uno, indican que la contribución que realiza el complejo sojero es superior a la del sector j , y por ende, su desempeño competitivo es mayor. La comparación se realiza con el sector de Cereales³, el de Carnes, Lácteos y Huevos, y el de Manufacturas de Origen Industrial (MOI).

Respecto a la segunda dimensión, se escoge el indicador de Ventajas Comparativas Reveladas o de Balassa (Balassa, 1965). Este indicador, constituye uno de los primeros en medir el desempeño competitivo a partir de datos post-comercio, salvando el problema de la medición bajo el supuesto de autarquía. Las relaciones actuales de intercambio estarían “revelando” las ventajas comparativas que poseen los distintos países entre los diferentes productos. El índice de Balassa para el producto k viene dado por

$$IB_k = \frac{\frac{X_k^A}{X_T^A}}{\frac{X_k^M}{X_T^M}} = \frac{\frac{X_k^A}{X_k^M}}{\frac{X_T^A}{X_T^M}}, \quad (1.2)$$

donde X_k^A y X_T^A representan las exportaciones argentinas del producto k y las totales, respectivamente, X_k^M corresponde a las exportaciones mundiales del producto k , mientras que X_T^M representa las exportaciones mundiales de todos los bienes. Por construcción $IB_k \in (0, \infty)$, revelando ventajas comparativas para valores superiores a 1, y desventajas en caso contrario. A su vez, puede observarse a partir de (1.2) que el índice de Balassa puede desagregarse en un componente sectorial $\frac{X_k^A}{X_k^M}$, que se corresponde con la participación de Argentina en el comercio mundial del producto k , y un componente global $\frac{X_T^A}{X_T^M}$ que representa la participación de Argentina en el comercio mundial de bienes, lo que permite una mejor comprensión del desempeño competitivo. Este índice se calcula para cada uno de los productos del complejo, i.e., $k = soja, harina, aceite$.

Debido a que el índice de Balassa tradicional no se encuentra acotado y a la vez presenta la característica de ser asimétrico, lo que genera inconvenientes para realizar comparaciones de grado, se han propuesto diversas transformaciones que intentan subsanar dicha problemática. Una de ellas es la planteada por Laursen

³Incluye maíz, trigo, cebada y arroz.

(1998), conocido como Índice de Ventajas Comparativas Reveladas Simétrico, el que está definido por

$$IVCRS_k = \frac{IB_k - 1}{IB_k + 1}. \quad (1.3)$$

Este índice se encuentra acotado en el intervalo $[-1, 1]$, indicando ventajas comparativas en el producto k cuando $IVCRS_k > 0$ y desventajas si $IVCRS_k < 0$.

1.2.2. Modelo de Corrección de Errores

La harina de soja es uno de los principales productos que aporta proteína en las dietas de los animales. La misma puede ser importada por los países, o producida dentro de las fronteras a partir de la importación de soja⁴. De esta forma, las importaciones de harina de soja se ven influenciadas por la capacidad de procesamiento (*crushing*) que posean los países, y en virtud de esto, del precio internacional de la soja. Si bien los precios de la soja y harina de la misma se encuentran altamente correlacionados, la relación característica entre la soja y sus sub-productos, puede provocar variaciones significativas en los precios relativos. De esta forma, un incremento en el precio internacional del aceite de soja produce una mayor demanda de porotos para molienda, incrementando con ello el precio de la soja. La mayor producción de aceite a su vez, produce una mayor oferta de harina, bajando el precio de esta última. Para evaluar esta hipótesis, se propone un modelo de corrección de errores (e.g. Granger, 1981; Johansen, 1988; 1991; 1995). Teniendo en cuenta el precio de la soja, harina y aceite de la misma oleaginosa, el modelo viene dado por

$$\Delta \mathbf{p}_t = \mathbf{v} + \mathbf{\Pi} \mathbf{p}_{t-1} + \sum_{i=1}^{m-1} \mathbf{\Gamma}_i \Delta \mathbf{p}_{t-i} + \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad (1.4)$$

donde $\mathbf{p}_t^T = (p_t^s, p_t^h, p_t^a)$ representa el vector de precios en período t , siendo p_t^s , p_t^h y p_t^a los precios FOB (*Free on Board*) mensuales de la soja, harina y aceite, respectivamente, \mathbf{v} representa un vector de constantes, $\mathbf{\Gamma}_i$ representa una matriz de parámetros de dimensión (3×3) asociados al rezago i con $i = 1, 2, \dots, m$, Δ es el operador diferencias, i.e., $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$, y $\boldsymbol{\epsilon}_t$ es el vector de errores normales *i.i.d* a través del tiempo, con media $\mathbf{0}$ y matriz de covarianzas $\boldsymbol{\Sigma}$. Si las variables son integradas de orden 1 y están cointegradas, es decir, existe al menos una combinación lineal de las mismas que resulta estacionaria, la matriz $\mathbf{\Pi}$ de dimensión (3×3) posee rango reducido r con $0 < r < 3$, por lo que puede

⁴Como se muestra en la subsección 1.6.4, los niveles de autosuficiencia de proteína derivada de la soja son nulos en la mayoría de los países.

descomponerse en $\mathbf{\Pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}^T$, donde $\boldsymbol{\alpha}$ y $\boldsymbol{\beta}$ son matrices de dimensión $(3 \times r)$. La matriz $\boldsymbol{\alpha}$ contiene los parámetros de ajuste de las variables ante desequilibrios en las relaciones de largo plazo, mientras que $\boldsymbol{\beta}$ contiene los coeficientes de la relación de largo plazo asociados a cada vector de cointegración.

El análisis de cointegración implica la realización de un conjunto de pruebas previas a la estimación del modelo VEC: i) selección de la longitud del rezago, ii) pruebas de raíces unitarias y iii) determinación de la existencia y número de vectores de cointegración. Para seleccionar la longitud del rezago se utilizan diferentes criterios de información, a saber, Akaike (1974), Hannan y Quinn (1979) y Schwarz (1978). El orden de integración de las variables se determina a partir de la prueba aumentada de Dickey y Fuller (1979) (ADF) y la prueba de Phillips y Perron (1988) (PP), mientras que el número de vectores de cointegración se determina mediante los estadísticos de traza y máximo autovalor. Los parámetros del modelo se estiman mediante Máxima Verosimilitud (Johansen, 1988; 1991; 1995). Posteriormente se estiman las funciones impulso-respuesta (IRF⁵), que permiten analizar el comportamiento de los precios ante *shocks* exógenos al sistema. Se utiliza la función de impulso-respuesta generalizada (Pesaran & Shin, 1998), que resulta invariante al orden en el que ingresan las variables en el sistema VEC.

1.2.3. Indicadores de Autosuficiencia Alimentaria

La discusión o debate respecto a la conceptualización de la autosuficiencia, soberanía o seguridad alimentaria de una sociedad, resulta de una complejidad que escapa a los objetivos del presente capítulo. Aquí, el término autosuficiencia alimentaria y su correspondiente indicador, se utiliza para describir la capacidad que poseen los principales países importadores de harina de soja de auto-abastecerse de determinados insumos utilizados en la producción de carnes. El indicador de autosuficiencia alimentaria SSR (*Self Sufficiency Ratio*) viene dado por

$$SSR_k = \frac{Q_k}{Q_k + M_k - X_k}, \quad (1.5)$$

donde Q_k corresponde a la producción del bien k , mientras que M_k y X_k representan las importaciones y exportaciones del mismo bien, respectivamente. Este cociente, da cuenta de la capacidad que tiene un país de cubrir las necesidades domésticas a partir de su producción, y por construcción, puede tomar valores en el intervalo $[0, \infty)$. Para dotar de simetría al indicador de autosuficiencia se utiliza la misma transformación propuesta por Laursen (1998) para el índice de competitividad de Balassa. En este caso, dicha transformación viene dada por

⁵*Impulse Response Function.*

$$SSR^* = \frac{SSR - 1}{SSR + 1}, \quad (1.6)$$

quedando acotado en el intervalo $[-1, 1]$, lo que permite una mejor interpretación y visualización de la disposición de los países. Un $SSR^* < 0$ indica que la producción no alcanza a cubrir las necesidades de consumo doméstico, mientras que un SSR^* positivo indica lo contrario.

Para el caso de la harina de soja, no puede aplicarse (1.5) de manera directa, debido a que la producción de la misma puede estar basada principalmente en la importación de soja, enmascarando de esta forma situaciones de baja autosuficiencia (Clapp, 2017; FAO, 2012). Por ende, para analizar los niveles de autosuficiencia de harina de soja que poseen los países el indicador se calcula de la siguiente forma

$$SSR_h = \frac{\theta Q_s}{\theta(Q_s + M_s - X_s) + M_h - X_h}, \quad (1.7)$$

donde Q_s , M_s y X_s representan producción, importación y exportación de soja, respectivamente, mientras que M_h y X_h corresponden a las importaciones y exportaciones de harina de soja, respectivamente. Como se observa en (1.7), la cantidad de soja se expresa en equivalente harina a partir del coeficiente θ . Puntualmente, se toma $\theta = 0.8$ puesto que, de un *bushel* de soja (aproximadamente 27.21 kgs.) se obtienen 21.77 kgs. de harina de soja, por lo que $\frac{21,77}{27,21} \approx 0.8$ es el coeficiente de transformación (Ashlock, Rodibaugh, Hettiarachchy & Proctor, 2001). Se supone además, que los países destinan la totalidad de la producción de soja a la elaboración de harina, por lo que (1.7) debe interpretarse como un indicador del potencial que tienen los países de proveer proteínas para la elaboración de carnes a partir de la producción local de soja.

1.2.4. Datos Utilizados

Los datos utilizados para el presente capítulo provienen de diversas fuentes. El valor de las exportaciones argentinas de Soja, Harina y Aceite se obtiene de COMTRADE, y de Cereales, Carnes, Lácteos y Huevos, MOI y totales de Argentina se obtiene de INDEC. La información respecto a las exportaciones mundiales de harina de soja y las exportaciones mundiales de bienes, se obtiene de FAOSTAT y del Banco Mundial, respectivamente. Se utilizan los precios FOB de Chicago como precios internacionales de referencia, que son obtenidos del Fondo Monetario Internacional (FMI). Todas las series de cantidades producidas, exportadas e importadas de soja, harina de soja, como de los principales cereales utilizados en la producción de carnes se obtiene de FAOSTAT.

1.3. Relevancia Productiva y Exportadora de la Harina de Soja en Argentina

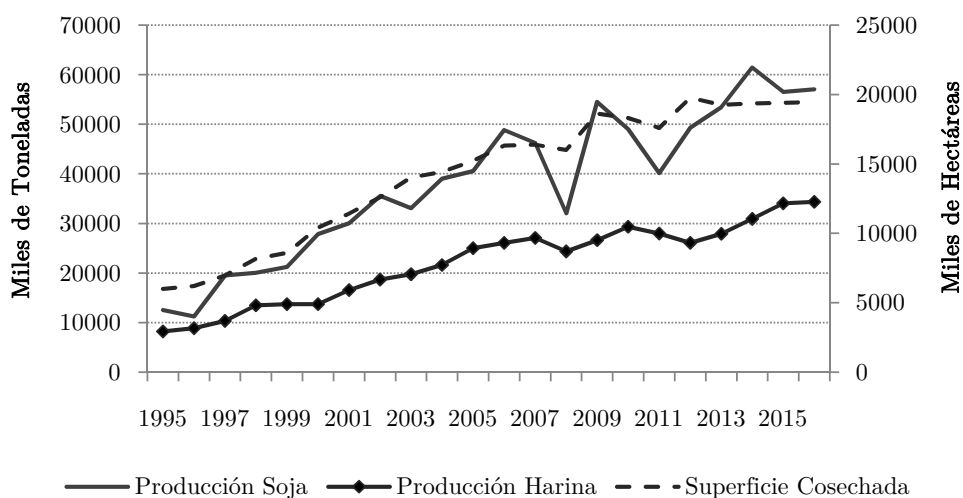
La producción y procesamiento de la soja en Argentina, se ha incrementado de manera sostenida desde mediados de la década del 90. Del lado de la oferta, la incorporación del paquete tecnológico compuesto por semillas genéticamente modificadas, herbicidas y siembra directa, generó un importante incremento de la productividad, que ha sido acompañado por una creciente demanda de oleaginosas y sus derivados a nivel internacional (García Arancibia, Depetris Guiguet, Rossini & Coronel, 2016). A esto, debe agregarse la existencia de un marco político-institucional que generó los incentivos necesarios para la conformación de un *cluster* de procesamiento con elevados niveles de eficiencia. De esta forma, y teniendo en cuenta el escaso consumo doméstico de estos *commodities*, Argentina adquirió un peso preponderante en los respectivos mercados internacionales, especialmente en los de aceite y harina de soja.

En la figura 1.1 se muestra la evolución en la producción de soja y harina de soja (eje vertical izquierdo), y la superficie cosechada de la misma oleaginosa (eje vertical derecho). La superficie destinada a la producción de soja se ha incrementado de manera sostenida durante el período 1995-2016, pasando de 6 a 20 millones de hectáreas cosechadas aproximadamente. Dicho crecimiento fue posible no sólo por el desplazamiento de otros cultivos y producciones regionales, sino también, por la incorporación de nuevas tierras consideradas marginales previamente (Castillo, 2008; Depetris Guiguet, García Arancibia & Vicentin Masaro, 2014). Si bien con algunas caídas importantes, como la de los años 2008 y 2011, la producción de soja muestra una tendencia creciente durante todo el período, superando las 60 millones de toneladas en el año 2014.

La producción de harina se ha incrementado a la par de la superficie y producción de soja. Respecto a esto, Argentina ha mantenido un esquema de derechos de exportación con un diferencial a favor de los subproductos de la soja, lo que incentivó el procesamiento local de los porotos y la correspondiente exportación de aceite y harina, por sobre la exportación directa de los mismos.

Las exportaciones del complejo sojero, esto es, porotos, harina y aceite de soja, se incrementaron de manera sostenida durante el período 1995-2015 (figura 1.2). Si bien el valor exportado de harina de soja en todo momento representa la mayor proporción dentro de este conjunto, a partir del año 2007 se observa un incremento de la brecha respecto a las exportaciones de porotos y aceite, llegando a 12,000 millones de dólares en el año 2014. Estas dos últimas, siguen una trayectoria similar a lo largo del período bajo estudio. Se destaca además, el

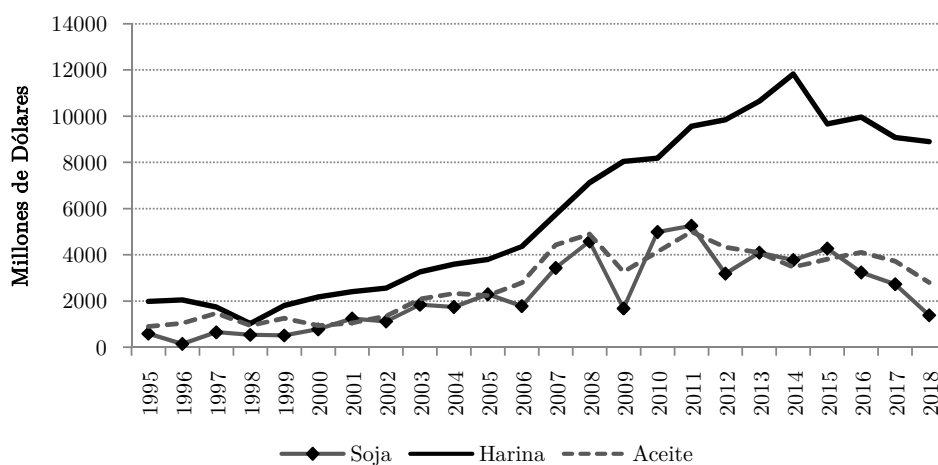
Figura 1.1: Superficie cosechada, producción de soja y harina de soja



Fuente: Elaboración propia con datos de USDA

nulo impacto de la crisis económica de los años 2001 y 2002 sobre la dinámica de este complejo, indicando la fuerte integración que posee el mismo al mercado externo.

Figura 1.2: Evolución de las exportaciones del complejo sojero



Fuente: Elaboración propia con datos de COMTRADE

La importancia que revisten las exportaciones de harina de soja para Argentina puede visualizarse en la tabla 1.1, donde se muestra la participación promedio que poseen las mismas para diferentes niveles de agregación. Sobre el complejo sojero, las exportaciones de harina de soja representan más de la mitad de dicho total. Considerando las exportaciones totales de bienes y servicios que realiza Argentina, no sólo se destaca la magnitud, sino también, la participación creciente que han tenido las exportaciones de harina de soja. Durante el período 1995-2000 el 7% del valor total exportado corresponde al producto bajo estudio, mientras que en el período 2013-2018, aproximadamente el 16% de las divisas que ingre-

saron vía exportaciones están explicadas tan sólo por las ventas de harina de soja.

Tabla 1.1: Participación promedio de las exportaciones de harina de soja (en %)

	Complejo Sojero	MOA	Total
1995-2000	52.08	21.85	7.25
2001-2006	48.12	30.65	9.85
2007-2012	49.92	34.20	11.80
2013-2018	59.52	41.27	15.94

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC y COMTRADE

Respecto a las exportaciones de manufacturas de origen agropecuario (MOA), también se observa un crecimiento en el peso de la harina de soja, llegando a explicar aproximadamente el 41 % del total durante el período 2013-2018, con un pico del 44 % en el año 2014.

1.3.1. Desempeño Competitivo del Complejo Sojero

En la tabla 1.2 se muestra la contribución relativa a la balanza comercial del complejo sojero, *vis à vis* los sectores seleccionados. De manera general, se observa que a lo largo del período 1995-2016, el complejo sojero ha tenido una mayor contribución en términos de divisas, que los sectores Cereales y Carnes, Lácteos y Huevos, ya que en todos los años el índice es superior a la unidad. En comparación con el sector de cereales, la contribución a la balanza comercial del complejo sojero se incrementa fuertemente a partir del año 1997, llegando a cuadruplicar las exportaciones del primero en el año 2009. A partir del año 2010, se observa una caída en la contribución relativa del complejo sojero que llega a un mínimo en el año 2012 de 1.82 dólares por cada dólar aportado por el sector cerealero. Finalmente, entre el año 2013 y 2016, las exportaciones del complejo sojero, en promedio, triplicaron las exportaciones de cereales.

En cuanto al coeficiente *CRBC vis à vis* el sector de Carnes, Lácteos y Huevos, se observa una clara tendencia creciente durante el período seleccionado. Durante los 5 años correspondientes a la década del 90', las exportaciones del complejo sojero no llegaban a duplicar las de este sector, mientras que en el año 2016 la contribución relativa pasa a ser de 5 dólares a 1. Las variaciones en este indicador muestran a su vez, el peso del mercado doméstico sobre el sector de Carnes, Lácteos y Huevos⁶. Luego de un pico de 3.84 en el año 2003 a la salida de la convertibilidad, el ratio entre las exportaciones del complejo sojero y las exportaciones de Carnes, Lácteos y Huevos, se mantuvo en torno a 2.4 entre los

⁶En promedio, aproximadamente el 80 % de la producción tiene como destino el mercado interno en estos sectores.

años 2004 y 2006, producto de la recesión económica y el sostenimiento de un tipo de cambio real competitivo. A partir del año 2007, la recuperación de la demanda doméstica tuvo un efecto adverso sobre las exportaciones de este último sector. Cabe mencionar además, las diferentes intervenciones que existieron sobre el comercio exterior de estos productos, especialmente en carnes y lácteos, que buscaron precisamente el incremento de la oferta en el mercado interno, con el fin de reducir la presión inflacionaria⁷.

Tabla 1.2: Contribución relativa a la balanza comercial del complejo sojero

	Carne			Carne			
	Cereales	Lácteos y Huevos	MOI	Cereales	Lácteos y Huevos	MOI	
1995	1.34	1.01	0.38	2006	3.02	2.26	0.60
1996	1.36	1.50	0.54	2007	2.92	3.07	0.78
1997	1.08	1.27	0.39	2008	2.45	3.06	0.75
1998	1.27	1.72	0.45	2009	4.04	2.62	0.69
1999	1.73	1.58	0.51	2010	3.75	3.48	0.73
2000	1.61	1.76	0.47	2011	2.43	3.29	0.69
2001	1.92	2.65	0.57	2012	1.82	3.09	0.64
2002	2.36	2.77	0.66	2013	2.27	3.29	0.73
2003	3.11	3.84	0.89	2014	3.64	3.72	0.84
2004	2.85	2.72	0.80	2015	3.67	4.82	0.99
2005	2.97	2.33	0.70	2016	2.48	5.02	1.03

Fuente: Elaboración propia con datos de INDEC y COMTRADE

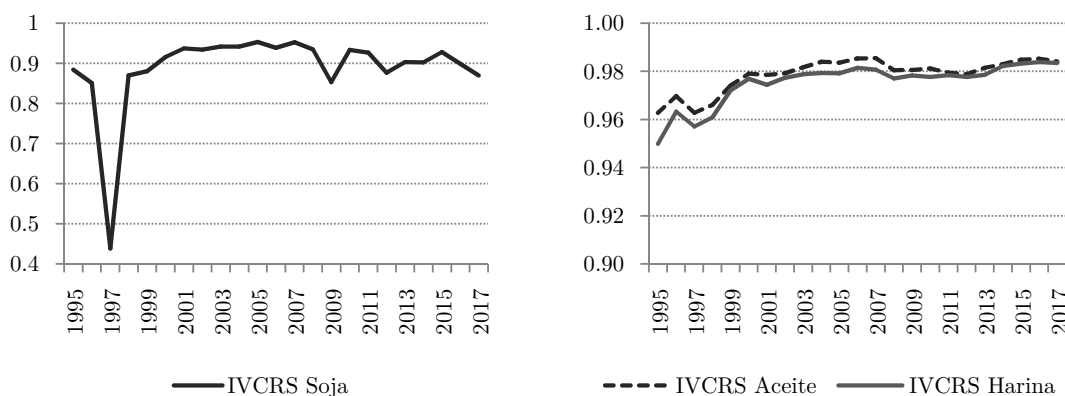
Respecto a la contribución relativa del complejo sojero, en comparación con las MOI, se observa un crecimiento pronunciado de la misma entre el año 1995 —donde las exportaciones de soja, harina y aceite representaron el 38 % de las exportaciones de las MOI— y el año 2003, en el que ese porcentaje asciende al 89 %. En comparación con el complejo sojero, y al igual que con los dos sectores analizados anteriormente, las vicisitudes de la economía doméstica afectan en mayor proporción a las exportaciones de manufacturas industriales. Durante el período 2004-2012, las divisas generadas por el complejo sojero representaron en promedio el 70 % de las generadas por el sector de las MOI. Sin embargo, a partir del año 2013, se observa un incremento sostenido del coeficiente *CRBC*, indicando que a finales del período, la contribución del complejo sojero a la balanza comercial es equivalente a la realizada por el sector de las MOI. Este último sector, es el único de los analizados aquí, que presenta un déficit en la balanza comercial durante

⁷Para un estudio más detallado de estas problemáticas puede consultarse Coronel, García Arancibia y Vicentín Masaro (2014), Depetris Guiguet, García Arancibia y Coronel (2013) y Depetris Guiguet, García Arancibia, Rossini, Vicentín Masaro y Coronel (2013) para el sector de lácteos y Rossini (2018), Rossini y Vicentín Masaro (2018a) y Rossini y Vicentín Masaro (2018b) para carnes.

todo el período 1995-2016⁸. Y más aún, la brecha entre importaciones y exportaciones se ha ampliado a partir del año 2003, llegando a presentar un déficit de 38,000 millones de dólares en el año 2016 (Chara, Vicentin Masaro & Benavidez, 2019; Vicentin Masaro, Chara & Benavidez, 2019). Por ende, la “contribución” relativa en este caso, se interpreta sólo en función de las exportaciones, y no en términos netos, ya que de esta última forma, el sector de las MOI requiere más divisas de las que genera, presentando un desempeño relativo inferior al que se observa en la tabla 1.2.

El índice de ventajas comparativas reveladas simétrico para la soja, harina y aceite, se muestra en la figura 1.3. De la misma, se observa la elevada competitividad que posee el complejo a nivel internacional, especialmente para harina y aceite de soja. El *IVCRS* para estos dos productos muestra un marcado crecimiento hasta el año 2007, producto de un incremento en la participación de Argentina en el mercado internacional de harina y aceite (componente sectorial), y un descenso de la participación en el comercio mundial de bienes (componente global). La participación de Argentina en las exportaciones mundiales de aceite pasó del 24 % al 50 % durante el período 1995-2007, mientras que en el mercado internacional de harina de soja, la participación pasó del 17 % al 37 % en el mismo período. Por su parte, la participación de Argentina en las exportaciones mundiales de bienes descendió del 0.44 % al 0.36 % entre el año 1995 y 2007.

Figura 1.3: Índice de ventajas comparativas reveladas simétrico del complejo sojero



Fuente: Elaboración propia con datos de COMTRADE, FAOSTAT y Banco Mundial

En el año 2008, la participación argentina en las exportaciones mundiales de aceite desciende al 40 %, manteniéndose en torno a ese valor hasta finales del período. Si bien el peso de Argentina en el mercado internacional de harina de soja se reduce también en el año 2008, posteriormente revela un mejor des-

⁸Tanto el complejo sojero, como el sector cerealero y el de Carnes, Lácteos y Huevos, se caracterizan por ser exportadores netos.

empeño, alcanzando una participación del 40% durante los años 2016 y 2017. Concomitantemente, la participación en el comercio mundial de bienes se mantuvo alrededor del 0.4% entre los años 2008 y 2012, y luego descendió al 0.3% a partir del año 2015, lo que explica el comportamiento de los índices durante el período 2008-2017.

Para el caso de la soja, si bien alcanza un mínimo de 0.44 en el año 1997, el indicador se mantuvo en torno a 0.9 durante todo el período, mostrando una mayor volatilidad a partir del año 2008, producto de una menor estabilidad de la participación de Argentina en las exportaciones totales de soja.

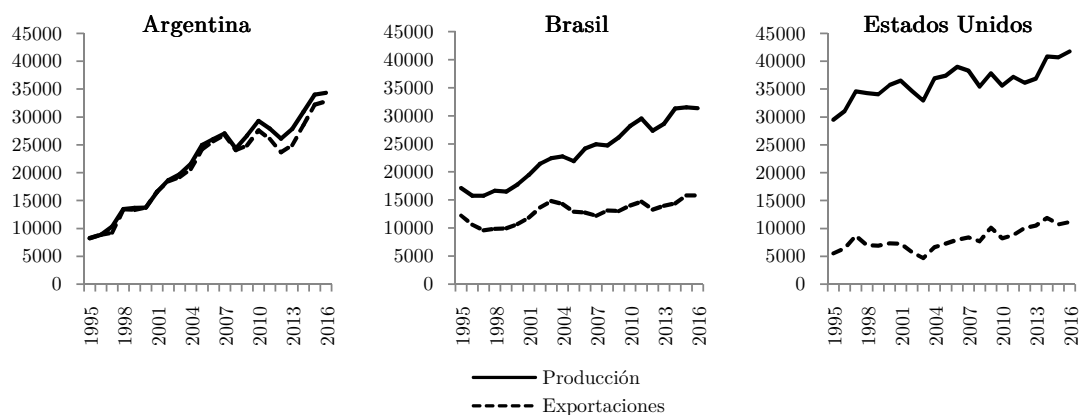
De lo analizado anteriormente, ya sea en referencia al peso relativo del complejo sojero en la balanza comercial de Argentina, como en función del peso en los respectivos mercados internacionales, se desprende que este sector presenta un elevado nivel de competitividad, que a su vez se ha incrementado durante el período bajo estudio.

1.4. Descripción de la Oferta y Demanda Mundial de Harina de Soja

El comercio mundial de harina de soja se encuentra fuertemente concentrado del lado de la oferta. Así, Argentina, Brasil y Estados Unidos explican aproximadamente el 70% de las exportaciones mundiales de este producto. La figura 1.4 muestra la evolución de la producción y exportación de harina de soja para estos tres países durante el período 1995-2016. Si bien Argentina no es el mayor productor de los tres, es el de mayor crecimiento, pasando de 8 millones de toneladas producidas en el año 1995, a 34 millones en el año 2016, lo que implica una tasa de crecimiento promedio anual del 6.7% aproximadamente. Tanto Brasil como Estados Unidos incrementaron su producción durante el período analizado, aunque a un menor ritmo que Argentina. El primero, produjo aproximadamente 17 millones de toneladas a principios de la serie, y termina casi duplicando la misma en el año 2016. Por su parte, Estados Unidos, pasó de producir 30 millones de toneladas en el año 1995 a 41 millones en 2016.

Una diferencia fundamental entre estos tres países, y que le ha posibilitado a Argentina convertirse en el principal exportador a nivel mundial, es el peso que posee el mercado doméstico como destino de la producción de harina de soja. Mientras que para Argentina, casi la totalidad de la producción se vuelca al mercado externo, para Brasil, y particularmente para Estados Unidos, gran parte de la producción se consume internamente. Esto se explica fundamentalmente por el crecimiento y la escala de los sectores productores de carnes en estos países,

Figura 1.4: Producción y exportación de harina de soja (millones de toneladas)



Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

ya que la harina de soja es uno de los principales insumos utilizados en los mismos. En este sentido, Estados Unidos y Brasil, junto con China, son los mayores productores de carne bovina, porcina y de pollo a nivel mundial.

El crecimiento poblacional y de ingresos a nivel mundial tuvo como corolario un incremento en la demanda de alimentos con mayor nivel proteínico, particularmente en aquellos países que tuvieron un cambio más pronunciado en su poder adquisitivo. Como respuesta a esta necesidad, las importaciones mundiales de harina de soja crecieron entre los años 1995 y 2013 a una tasa promedio anual del 10 %, pasando de 6 a 34 millones de toneladas aproximadamente.

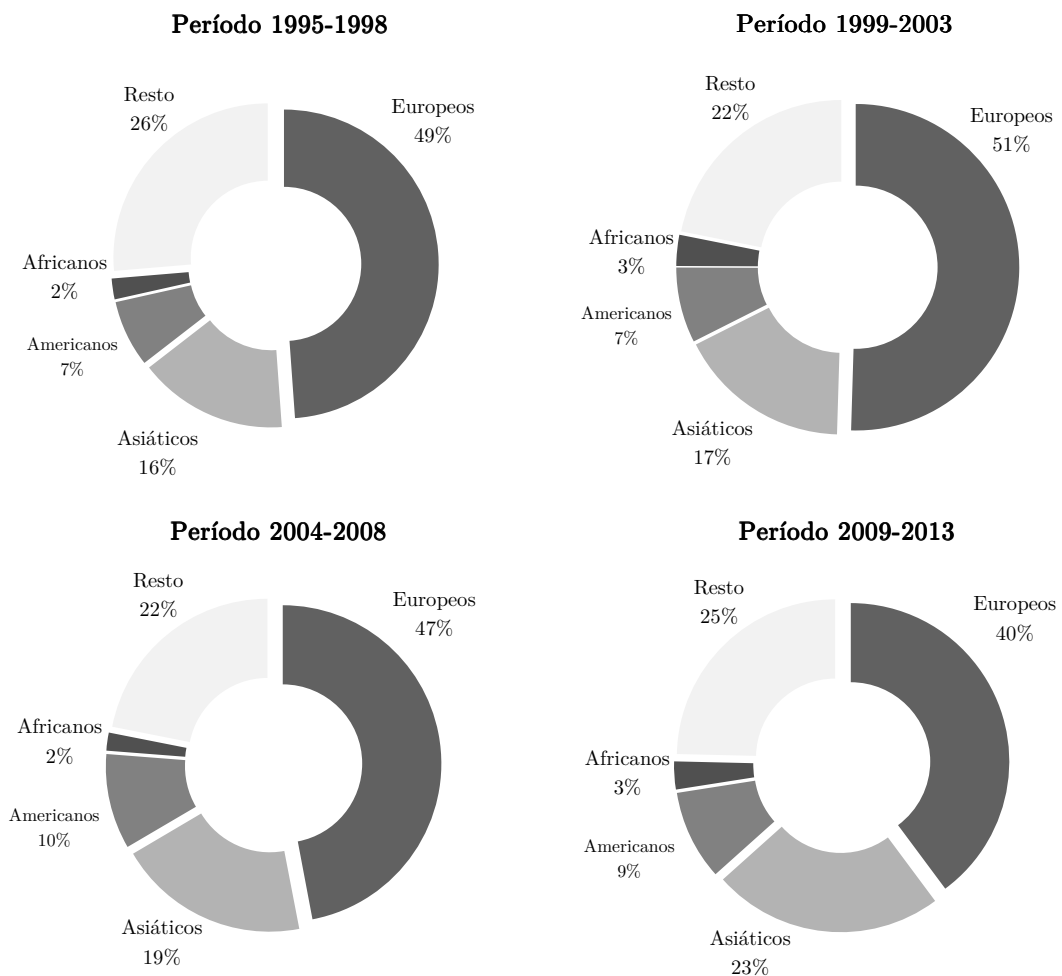
Para el período bajo estudio, se seleccionaron 28 países en función de su volumen de importaciones, que en conjunto, explican alrededor del 75 % de las importaciones mundiales. En la figura 1.5 se muestra por sub-período, la participación de los mismos en la cantidad importada agrupados en regiones. De los 28 países seleccionados, 13 son europeos, 7 pertenecen al continente asiático, 6 son americanos y 2 se encuentran en África.

De manera general, se aprecia el mayor peso que posee el continente europeo como demandante de harina de soja. Sin embargo, se observa un descenso de 10 puntos porcentuales en la participación de estos 13 países si se comparan los períodos 1995-1998 y 2009-2013. A la par de esto, los países asiáticos incrementaron su participación de manera sostenida, llegando a explicar aproximadamente un cuarto de las importaciones totales en el período 2009-2013. Por su parte, los países de América y África han mantenido una participación relativamente estable, en torno al 3 % y 9 %, respectivamente.

La evolución descrita anteriormente, puede entenderse mejor a partir del análisis de cada región separadamente. En la figura 1.6 se muestra la evolución de la cantidad importada de harina de soja de los países europeos, junto con algunas

estadísticas descriptivas⁹. De los 13 países considerados, 6 de ellos presentan una tasa de crecimiento promedio anual (TCPA) negativa para todo el período. Los principales importadores de esta región, en función del volumen anual promedio son Francia, Holanda, Alemania, España e Italia, respectivamente. Si bien con tendencias diferentes, Francia, España e Italia se encuentran dentro de los 6 países con una TCPA negativa, lo que explica la caída en la participación a nivel mundial de esta región, principalmente a finales del período. Es de destacar además, el incremento sostenido de las importaciones de Polonia, con una TCPA del 5.7%, correspondiéndose con el crecimiento económico general evidenciado por este país en las últimas décadas.

Figura 1.5: Participación en las importaciones mundiales (en cantidad)
















Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

En contraposición a la región europea, todos los países del continente asiático, y en especial los del sudeste, muestran tasas de crecimiento positivas y superiores al 2%, con tendencias crecientes durante todo el período, como puede observarse

⁹Debido a las características de edición del *software* utilizado, las tres tablas que describen a cada grupo de países, son numeradas y referenciadas como figuras.

Figura 1.6: Volumen de importaciones de harina de soja países europeos período 1995-2013 (valores expresados en miles de toneladas)

	Evolución	Media	Mínimo	Máximo	TCPA (%)
Alemania		2622	1503	3472	2.66
Bélgica		1284	936	1587	-0.14
Dinamarca		1590	1306	1941	-0.36
España		2518	1377	4020	-1.17
Francia		3921	3050	4738	-0.96
Grecia		262	130	378	2.01
Holanda		3468	482	5770	7.45
Hungría		642	433	846	-1.21
Irlanda		337	247	433	2.16
Italia		2312	1676	2980	-0.40
Polonia		1449	702	1936	5.70
Reino Unido		1707	1263	2289	0.27
Rumanía		226	75	482	3.82

Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT.

en la figura 1.7. Dentro de este grupo, se destacan Indonesia y Vietnam como los principales importadores, con una importación promedio anual de 1.8 y 1.7 millones de toneladas de harina de soja, y tasas de crecimiento del 9.5% y 8.1%, respectivamente.

Por último, en la figura 1.8 se presentan la evolución y estadísticas descriptivas para los países de América y África. Respecto al primer grupo, si bien Canadá es el más importante en función del volumen promedio importado, es el que posee la menor tasa de crecimiento promedio, producto de la caída observada a partir del año 2007 donde alcanzó un máximo de 1.4 millones de toneladas aproximadamente. El resto de los países americanos muestran tasas de crecimiento elevadas, que van del 4.5% al 9.4%. En el caso de Colombia, Perú y Venezuela, se observa un crecimiento sostenido durante todo el período.

Figura 1.7: Volumen de importaciones de harina de soja países asiáticos período 1995-2013 (valores expresados en miles de toneladas)









	Evolución	Media	Mínimo	Máximo	TCPA (%)
Corea del Sur		1420	731	1916	2.88
Filipinas		1167	431	1984	2.94
Indonesia		1833	668	3510	9.53
Japón		1357	739	2204	4.12
Malasia		784	459	1321	5.68
Tailandia		1420	731	1916	2.88
Vietnam		1797	689	2821	8.15

Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT.

Por su parte, los dos países africanos, a saber, Argelia y Egipto, muestran tasas de crecimiento cercanas al 10%. Sin embargo, mientras que Argelia tuvo un crecimiento sostenido, como se desprende de su tendencia, Egipto presenta una

caída sostenida a partir del año 2002, llegando a un mínimo de 76 mil toneladas en el 2009. A partir de dicho año, los volúmenes importados se incrementan sensiblemente, alcanzando 1.5 millones de toneladas en el año 2013.

Figura 1.8: Volumen de importaciones de harina de soja países de América y África período 1995-2013 (valores expresados en miles de toneladas)

	Evolución	Media	Mínimo	Máximo	TCPA (%)
Canadá		1023	697	1475	0.53
Chile		524	189	1606	5.22
Colombia		622	262	1065	8.01
Méjico		693	51	1274	9.43
Perú		622	189	1055	8.68
Venezuela		745	372	1116	4.58
Argelia		569	198	1244	9.70
Egipto		649	76	1505	9.26

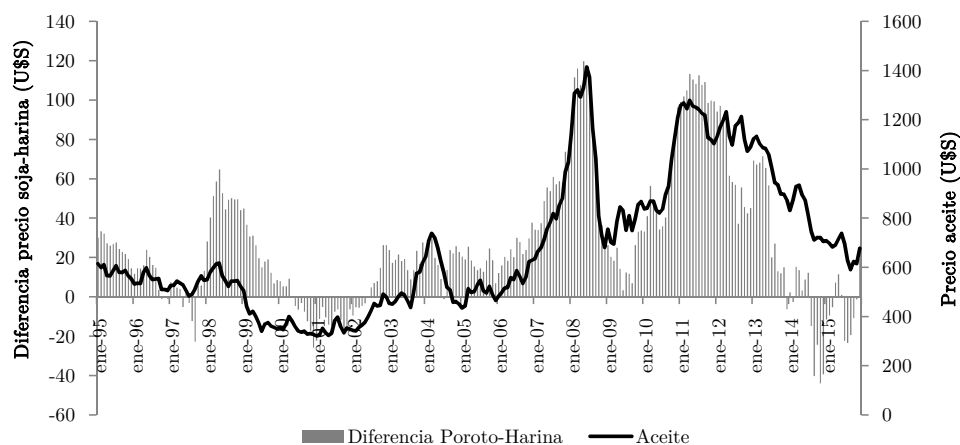
Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT.

A pesar de ciertos altibajos, en general se observa una tendencia creciente en la demanda de importaciones de harina de soja en cada uno de los destinos analizados, correspondiéndose con el consumo creciente de alimentos, cuyo insumo es la harina de soja.

1.5. Dinámica de los Precios Internacionales del Complejo Sojero

En la figura 1.9 se dispone en el eje izquierdo la diferencia entre los precios internacionales de la soja y harina de soja, y en el eje derecho, el precio internacional del aceite de esta oleaginosa. De la misma, se observa una relación directa entre el precio del aceite de soja y la diferencia entre los precios de las otras dos *commodities*, especialmente a partir del año 2007. Esto reflejaría las presiones de demanda y oferta sobre los precios de estos productos a partir de un incremento en la demanda de aceite como consecuencia del aumento ocurrido en el precio de los combustibles, y por ende del biodiesel. Puntualmente, la mayor demanda de aceite generó un aumento en la demanda de granos, lo que significó una presión alcista sobre su precio. Al mismo tiempo, dada la complementariedad en la producción de aceite y harina, existe también un aumento en la oferta de harina como consecuencia de ello, y por ende una baja en su precio. Estos dos fenómenos explican que la brecha entre ambos precios se incremente ante un aumento en el precio del aceite.

Figura 1.9: Precio aceite de soja (eje derecho) y diferencia entre el precio del poroto y de la harina (eje izquierdo)



Fuente: Elaboración propia con datos de FMI

A mediados del año 2008 el precio del aceite de soja alcanza su máximo en torno a los 1400 dólares, a la vez que se observa una diferencia significativa de 120 dólares entre el precio de la soja (\$USD 490) y la harina (\$USD 370). Similar comportamiento se aprecia a partir del aumento en el precio del aceite a comienzos del año 2011, donde se tiene además, un sostenimiento más prolongado en el tiempo de la diferencia entre los precios de la soja y de la harina. Respecto a esto, existe una extensa literatura que subraya el surgimiento de un nexo entre

el precio de las *commodities* agroalimentarias, entre ellas el aceite de soja, y el precio del petróleo, a través de la producción de biocombustibles (e.g. Arshad & Hameed, 2009; Avalos & Lombardi, 2015; Bakhat & Würzburg, 2013; Bastianin, Galeotti & Manera, 2013; Bentivoglio, Finco & Bacchi, 2016; Bentivoglio, Finco, Bacchi & Spedicato, 2014; Busse & Ihle, 2009).

En la tabla 1.3 se muestran los resultados del modelo VEC, propuesto para analizar el comportamiento de los precios del complejo¹⁰. Respecto a la dinámica de corto plazo, se observa en primer lugar que el precio de la soja es el que ajusta ante desequilibrios en la relación de largo plazo, y además, sólo se ve afectado por el precio de la harina de soja. Respecto a este último, a corto plazo responde tanto al precio de la soja como al precio del aceite. Por su parte, el precio del aceite es el único de los tres que no depende a corto plazo de las variaciones en el precio de las otras *commodities*.

Tabla 1.3: Resultados Modelo de Corrección de Errores (VECM)

Relaciones de corto plazo:			
	Soja: Δp_t^s	Harina: Δp_t^h	Aceite: Δp_t^a
ce_{t-1}	-0.2710*	0.0395	-0.4710
	(0.1490)	(0.1570)	(0.2950)
Δp_{t-1}^s	0.7320***	0.8750***	0.0826
	(0.2700)	(0.2850)	(0.5350)
Δp_{t-2}^s	-0.2170	-0.6040**	0.0844
	(0.2760)	(0.2910)	(0.5460)
Δp_{t-1}^h	-0.4090**	-0.3870*	-0.3820
	(0.1900)	(0.2000)	(0.3760)
Δp_{t-2}^h	0.1390	0.3170	0.0264
	(0.1910)	(0.2010)	(0.3770)
Δp_{t-1}^a	0.0002	-0.0852	0.4490***
	(0.0685)	(0.0722)	(0.1360)
Δp_{t-2}^a	0.0579	0.1460**	-0.0048
	(0.0694)	(0.0731)	(0.1370)
Constante	0.1600	0.4900	-0.0514
	(1.1950)	(1.2590)	(2.3660)
Relación de largo plazo:			
	$p_t^s = 0,6580*** p_t^h + 0,2016*** p_t^a$		
	(0,0208)	(0,0080)	

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

Período analizado: enero-1995 a junio-2017

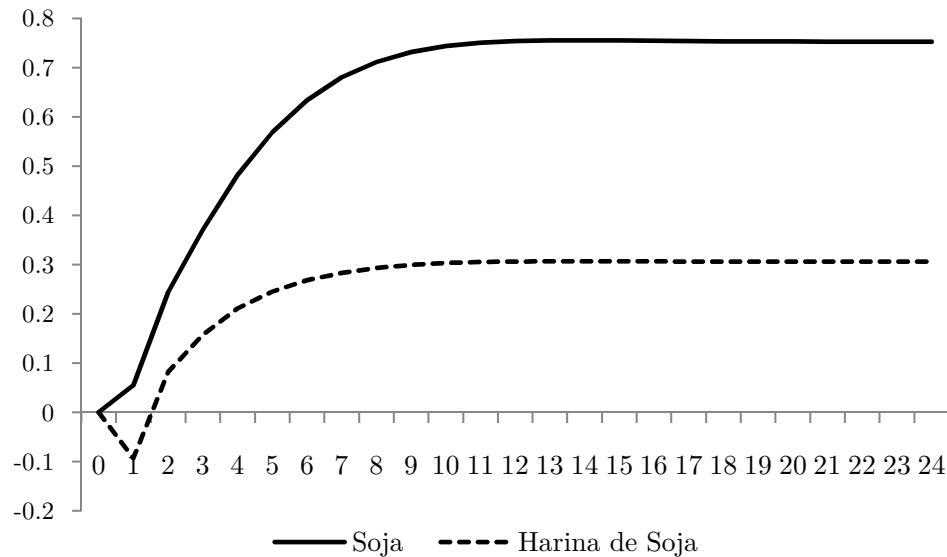
En cuanto al equilibrio de largo plazo, un incremento de un dólar en el precio

¹⁰Todas las pruebas correspondientes se disponen en el apéndice (Tablas A.1 a A.3). De las mismas, se infiere que las series de precios resultan integradas de orden 1, el número de rezagos a considerar es $m = 2$ y existe un vector de cointegración, i.e. $r = 1$. Además, en la tabla A.4 se muestran las pruebas ADF y PP sobre los residuos del modelo, las cuales indican que los mismos son integrados de orden 0.

de la harina de soja, *ceteris paribus*, está asociado a un aumento de 0.65 dólares en el precio de la soja. Por otro lado, si el precio del aceite de soja se incrementa en un dólar, el precio del poroto aumenta 20 centavos de dólar a largo plazo. Esto indicaría que la harina tiene un mayor peso, respecto del aceite, en la transmisión de las variaciones de su precio sobre el precio de la producción primaria. Esto es consistente además, con la proporción de aceite y harina en la composición del grano, 18 % y 80 % respectivamente.

Considerando un horizonte temporal de 24 meses, en la figura 1.10 se muestra la respuesta en los precios de la soja y harina de soja, ante una perturbación exógena sobre el precio del aceite. Dicha perturbación debe interpretarse como un incremento de una desviación estándar en el precio del aceite, de carácter inesperado y transitorio (Cuevas, 2010). Se puede observar en primer lugar, que la respuesta inmediata en el precio de la harina de soja es a la baja. Luego, en función de la dinámica de ajuste entre los precios, el efecto sobre el precio de la harina resulta positivo, y se estabiliza en un período de 9 meses. Respecto al precio de la soja, el efecto de un incremento inesperado en el precio del aceite resulta positivo, y de mayor magnitud en comparación con la respuesta observada en el precio de la harina.

Figura 1.10: Funciones Impulso-Respuesta: aceite-soja y aceite-harina



La brecha entre el precio de la soja y el precio de la harina que se observa a partir de las funciones impulso-respuesta, resulta consistente con la figura 1.9. De esta forma, como se mencionó anteriormente, un incremento en el precio del petróleo, el cual puede interpretarse como un *shock* positivo sobre el precio del aceite —a través de la mayor demanda de biodiesel— provoca un diferencial entre el precio de la soja y la harina de soja, producto de los cambios derivados en las

ofertas y demandas.

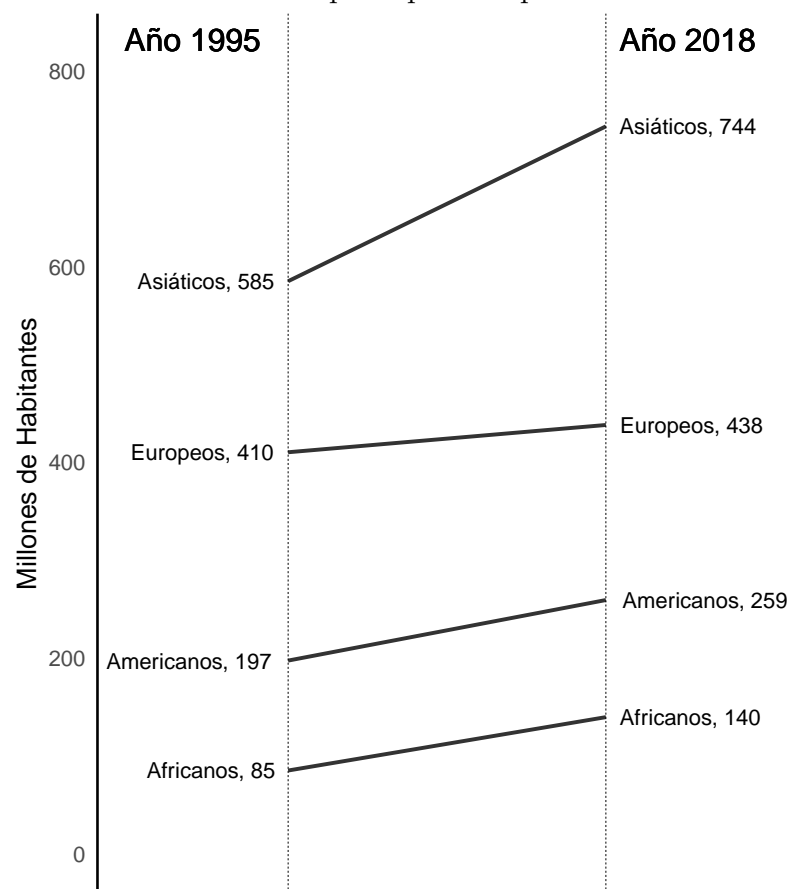
Por lo tanto, dependiendo de la capacidad de procesamiento de soja que posean los países importadores, la existencia de una brecha entre el precio de la soja y el precio de la harina, generaría incentivos a favor de la importación de harina en sustitución a la importación de soja.

1.6. Determinantes de la Demanda de Harina de Soja en los Principales Países Importadores

1.6.1. Crecimiento Demográfico y de Ingresos

Como fuera apuntado anteriormente, el crecimiento en la demanda de harina de soja estuvo asociado al crecimiento de la población a nivel mundial, y especialmente en gran parte de los países importadores analizados en este capítulo. En la figura 1.11 se muestra la cantidad de población de los 28 principales importadores agrupados por región, entre el año 1995 y el año 2018.

Figura 1.11: Población de los principales importadores de harina de soja



Fuente: Elaboración propia con datos de FMI

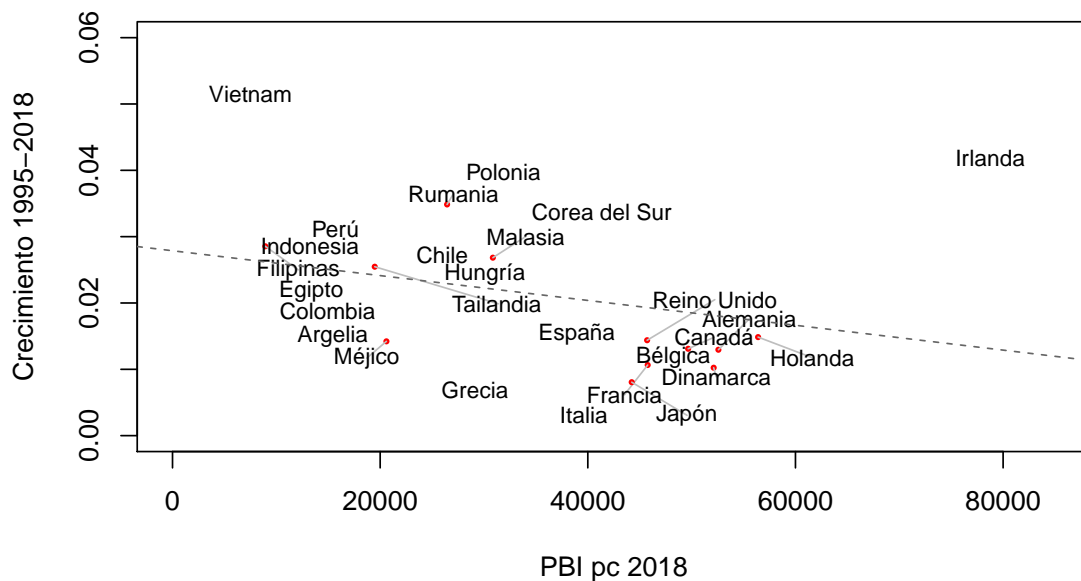
A primera vista, se destaca el crecimiento que han tenido en conjunto los 7 países asiáticos, principalmente los del sudeste, pasando de 585 millones de habitantes en el año 1995 a 744 millones en el año 2018, lo que implica aproximadamente 159 millones adicionales de personas. Los países pertenecientes a Europa representan el grupo de menor crecimiento demográfico, con una tasa de crecimiento del 7% aproximadamente entre los años 1995 y 2018. Por su parte, los países americanos incrementaron su población en 62 millones de habitantes en conjunto durante el período 1995-2018. Finalmente, Argelia y Egipto muestran el mayor crecimiento relativo de las regiones consideradas. Conjuntamente, la población de estos dos países se incrementó en 55 millones de habitantes aproximadamente, casi el doble de la variación en el número de habitantes de los 13 países europeos. El crecimiento demográfico puede interpretarse como un efecto escala, es decir, una mayor población implica la necesidad de una mayor cantidad de alimentos, como de otro tipo de bienes en general. Ahora bien, un crecimiento en el nivel de ingresos de una sociedad, no sólo repercute sobre la cantidad de alimentos que se consumen, sino también, sobre los patrones mismos de consumo, a través de una mejora en los servicios de refrigeración y la sustitución de productos alimenticios de menor calidad nutricional (OCDE-FAO, 2013).

Para dar cuenta del nivel de ingresos se utiliza el PBI (Producto Bruto Interno) per cápita, que también suele interpretarse como una medida de bienestar o desarrollo de una sociedad. En la figura 1.12 se muestra el diagrama de dispersión entre el PBI per cápita en dólares de Paridad del Poder de Compra (PPC) del año 2018 y la tasa de crecimiento promedio anual del PBI per cápita PPC entre los años 1995 y 2018¹¹. En correspondencia con la hipótesis de convergencia, los países desarrollados, principalmente europeos, poseen un PBI per cápita superior y una tasa de crecimiento promedio anual de alrededor el 1%. Irlanda se diferencia dentro de este conjunto, ya que además de presentar el PBI per cápita más alto de los 27 países considerados (\$USD PPC 78,000 aproximadamente), posee una tasa de crecimiento del 4.2%. Por su parte, los países del sudeste asiático, presentan niveles de desarrollo inferiores en función del PBI per cápita comparado con los países de Europa, pero han crecido a una mayor tasa durante el período 1995-2018. Dentro de este grupo se destaca Vietnam, que posee un PBI per cápita de 7,500 dólares PPC y una tasa de crecimiento promedio anual del 5.1%.

A excepción de Chile y Canadá, los países de América muestran un PBI per cápita inferior en términos relativos, y una tasa de crecimiento que promedia el 2%. Similar situación se observa para Argelia y Egipto.

¹¹No se incluye a Venezuela debido a la falta de información respecto al PBI.

Figura 1.12: Crecimiento PBI pc (dólares PPC) de los países importadores



Fuente: Elaboración propia con datos de FMI

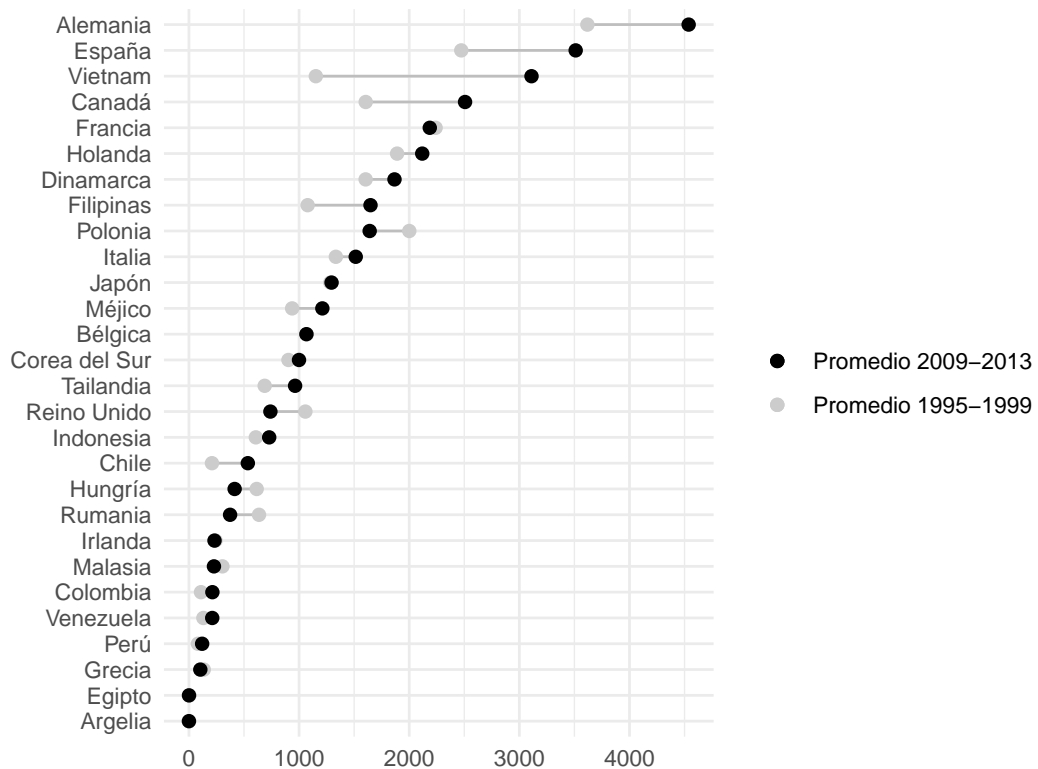
1.6.2. La Producción de Carnes

Si bien la harina de soja es utilizada como insumo productivo en una variedad de carnes, e indirectamente en la producción de derivados como lácteos y huevos, se analiza aquí, sólo la producción porcina, bovina y de pollo, por ser las de mayor relevancia a nivel mundial.

En la figura 1.13 se muestra la evolución de la producción de cerdo de los 28 importadores de harina de soja seleccionados, a partir de un gráfico de pesas (*dumbbell-plot*). Alemania y España no sólo son los principales productores, sino también, dos de los que más incrementaron su producción, alcanzando un promedio anual de 4.5 y 3.5 millones de toneladas, respectivamente, durante el período 2009-2013. De los 28 países analizados, Vietnam, que en 2018 presentó la mayor tasa de crecimiento (figura 1.13), es el que más incrementó la producción de carne porcina, pasando de 1 millón de toneladas anuales en promedio durante el período 1995-1999, a 3 millones aproximadamente, durante el período 2009-2013. Canadá y Filipinas también presentan un crecimiento relevante en la producción de cerdo, mientras que el resto de los países muestra una relativa estabilidad, con algunas caídas importantes como en el caso de Polonia, Reino Unido, Rumania y Hungría. Comparativamente, los niveles de producción de estos países, se encuentran lejos de los alcanzados por China y Estados Unidos, ya que produjeron, respectivamente, 50 y 10 millones de toneladas anuales en promedio durante el período 2009-2013, explicando alrededor del 50% de la producción mundial.

Respecto a la producción de pollo, los principales productores a nivel mundial

Figura 1.13: Producción de carne porcina (miles de toneladas)



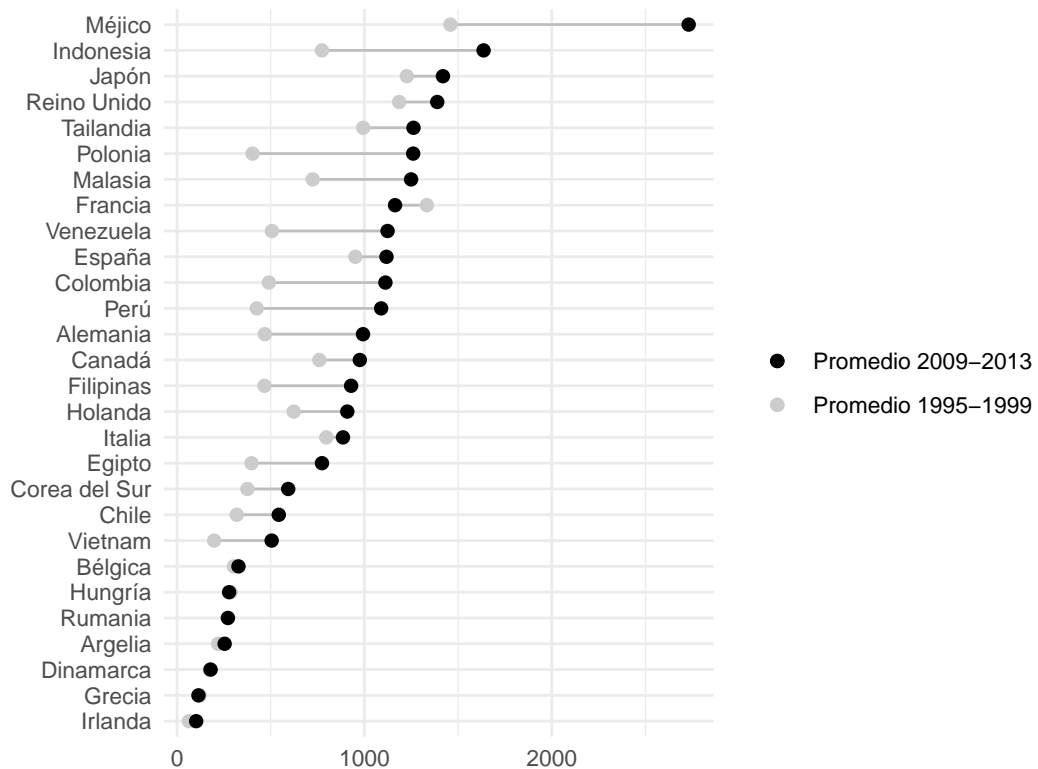
Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

son Estados Unidos, China y Brasil, con un promedio de 17, 12.5 y 11 millones de toneladas anuales durante el período 2009-2013, explicando aproximadamente el 45 % de la producción total.

La dinámica que ha tenido la producción de pollo en los 28 países bajo estudio se muestra en la figura 1.14. A diferencia de la evolución que tuvo la producción de cerdo, se observa un crecimiento importante en la mayoría de los países. Solamente Francia muestra una caída en su producción, mientras que Bélgica, Hungría, Rumania, Argelia, Dinamarca, Grecia e Irlanda, mantuvieron una producción estable entre subperíodos. Dentro de los países americanos, se destaca el crecimiento de Venezuela, Colombia, Perú y Méjico, siendo este último el de mayor volumen de producción y dinamismo de todos. Todos los países del sudeste asiático incrementaron su producción, destacándose Malasia por sobre el resto, que alcanza una producción promedio anual mayor a 1,5 millones de toneladas durante el período 2009-2013. Del conjunto de países europeos, si bien el Reino Unido sigue siendo el principal productor, Polonia se destaca por ser el de mayor crecimiento dentro de esta región.

La evolución de la producción de carne bovina para el conjunto de países analizados se presenta en la figura 1.15. En primer lugar, se observan en general, niveles de producción inferiores comparados con los volúmenes producidos de

Figura 1.14: Producción de carne de pollo (miles de toneladas)



Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

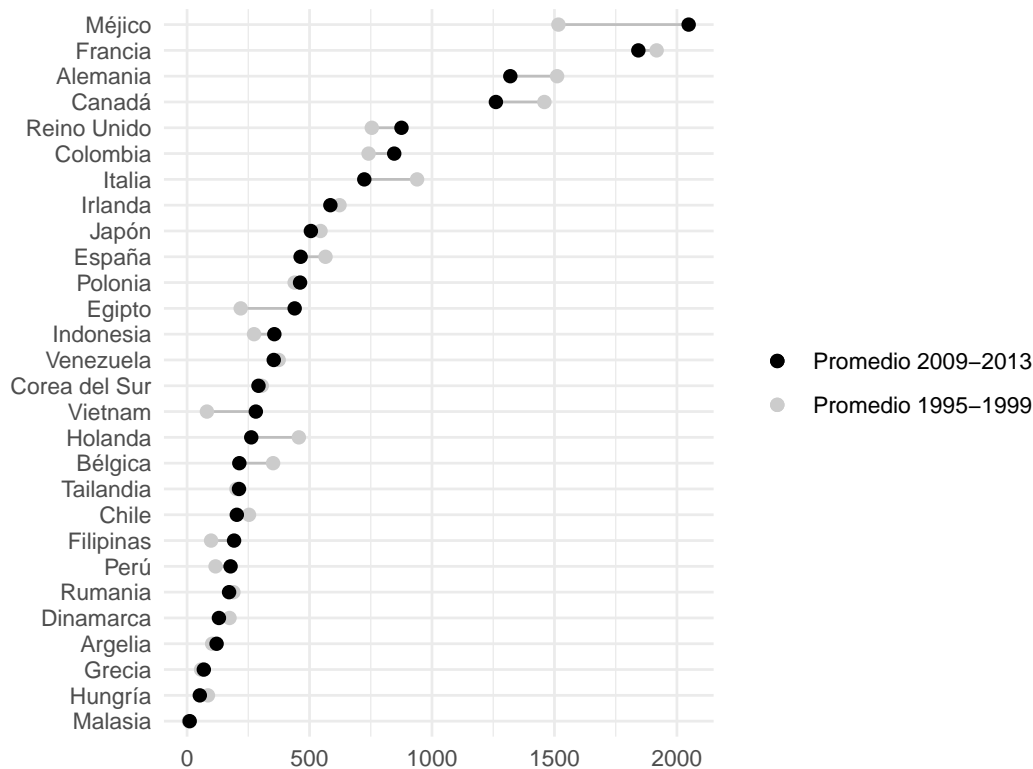
carne de cerdo y pollo. En segundo lugar, varios de los países muestran una caída en la producción, principalmente en Francia, Alemania, Canadá, Italia, España, Holanda y Bélgica. Por otro lado, Méjico, el Reino Unido, Colombia, Egipto y Vietnam son los países que más incrementaron la producción de carne bovina, destacándose el primero, ya que supera a Francia en el período 2009-2013. Por su parte, Estados Unidos, Brasil y China explican alrededor del 45 % de la producción mundial, con promedios de 11, 9.3 y 6.2 millones de toneladas anuales durante el período 2009-2013.

1.6.3. Principales Cereales Utilizados en la Producción de Carnes

Otro aspecto importante de análisis, y directamente relacionado a la producción de carnes, es la utilización de otros insumos además de la harina de soja para la alimentación de los animales. Si bien la harina de soja es el principal insumo que aporta proteína¹², la variación en los precios relativos de otros insumos de alimentación animal pueden afectar la demanda de la misma, ya sea por sustitución

¹²La harina de soja explica aproximadamente el 75 % del total de proteínas utilizadas en la formulación de raciones (FAO, 2003).

Figura 1.15: Producción de carne bovina (miles de toneladas)



Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

o complementación.

Los requerimientos de energía en las dietas se obtienen principalmente de los cereales. El tipo de cereal utilizado, está relacionado, entre otras cosas, a las condiciones naturales de la región en la que se encuentra cada país, y principalmente, a las características climáticas de la misma. En la tabla 1.4 se detalla la proporción utilizada de los principales cereales y sub-productos por los 13 países europeos durante el período 1995-2013. De la misma, se observa una mayor utilización de trigo y cebada en aquellos países de mayor latitud y clima predominantemente templado, como el Reino Unido, Dinamarca, Alemania, Irlanda, Bélgica, Holanda y Polonia. Si bien Francia y España muestran una utilización elevada de trigo y cebada, respectivamente, se diferencian de los anteriores por la mayor proporción de maíz destinada a la alimentación animal. Finalmente, Rumania, Hungría, Grecia e Italia, ubicados al sureste del continente, utilizan principalmente maíz, destacándose el primero ya que dicho cereal explica aproximadamente el 63% de la cantidad total de insumos destinada a *feed*. Adicionalmente, se observa una utilización relativamente similar de salvado¹³ en todos los países.

¹³Subproducto de la molienda del cereal compuesto por la parte externa del grano. No se encuentra discriminado por tipo de cereal.

Tabla 1.4: Principales cereales y subproductos utilizados como *feed* por países europeos. Proporción respecto a la cantidad total de insumos durante el período 1995-2013

	Maíz	Trigo	Cebada	Salvado
Alemania	0.0973	0.2507	0.2059	0.0452
Bélgica	0.0979	0.1765	0.0665	0.0736
Dinamarca	0.0095	0.3641	0.2671	0.0128
España	0.2020	0.1454	0.2470	0.0417
Francia	0.1711	0.2910	0.1092	0.0459
Grecia	0.4419	0.1225	0.0803	0.0720
Holanda	0.1210	0.1778	0.0541	0.0397
Hungría	0.4775	0.1506	0.1000	0.0305
Irlanda	0.0550	0.2357	0.2967	0.0613
Italia	0.4169	0.0644	0.0704	0.1454
Polonia	0.0598	0.1218	0.0952	0.0345
Reino Unido	0.0091	0.3754	0.1936	0.0672
Rumania	0.6284	0.0642	0.0461	0.0758

Elaboración propia con datos de FAOSTAT

En comparación con los países europeos, los del sudeste asiático, Corea del Sur y Japón, muestran en general, una mayor utilización de maíz destinada a *feed*, y una baja proporción de trigo (Tabla 1.5). El clima cálido y húmedo existente en esta región propicia el cultivo de arroz, utilizado para la alimentación animal principalmente en Indonesia, Tailandia y Vietnam. Se observa a su vez, una importante utilización de salvado, que varía entre el 7% y 32% (Corea del Sur e Indonesia, respectivamente).

 Tabla 1.5: Principales cereales y subproductos utilizados como *feed* por países asiáticos. Proporción respecto a la cantidad total de insumos durante el período 1995-2013

	Maíz	Trigo	Arroz	Salvado
Corea del Sur	0.4656	0.1147	-	0.0730
Filipinas	0.3640	0.0437	0.0913	0.1592
Indonesia	0.1762	0.0069	0.2271	0.3293
Japón	0.4768	0.0225	0.0107	0.1143
Malasia	0.4987	0.0186	0.0232	0.1192
Tailandia	0.2239	0.0244	0.2245	0.1551
Vietnam	0.1884	0.0242	0.3237	0.1774

Elaboración propia con datos de FAOSTAT

Por último, en la tabla 1.6 se muestran las proporciones utilizadas de cereales y subproductos de los países de América y África. De la tabla, se aprecia de manera general la predominancia del maíz por sobre el resto de los cereales y subproductos. Del conjunto de países americanos, Canadá se diferencia del resto ya que la cebada y el trigo muestran participaciones importantes en el total de

insumos destinados a *feed*, mientras que Méjico, muestra una proporción elevada de sorgo, similar a la de maíz. Por su parte, Argelia utiliza principalmente salvado y maíz, y Egipto, maíz, trigo y salvado.

Tabla 1.6: Principales cereales y subproductos utilizados como *feed* por países de América y África. Proporción respecto a la cantidad total de insumos durante el período 1995-2013

	Maíz	Trigo	Cebada	Sorgo	Salvado
Canadá	0.3145	0.1297	0.2863	-	0.0544
Chile	0.4858	0.0395	0.0056	0.0588	0.0953
Colombia	0.3784	-	0.0028	0.0534	0.0974
Méjico	0.3350	0.0056	0.0124	0.3385	0.0903
Perú	0.5972	-	0.0068	0.0051	0.1092
Venezuela	0.3043	0.0032	-	0.1111	0.1684
Argelia	0.3226	0.0469	0.1309	-	0.3345
Egipto	0.3853	0.1700	0.0064	0.0345	0.1675

Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

Del análisis anterior, se desprende la importancia que posee el maíz como insumo en la producción de carnes en la mayoría de los países, y del trigo en varios de los pertenecientes a Europa. En relación a esto, el Departamento de Agricultura de los Estados Unidos (USDA, 2016) destaca que una de las razones en la caída observada en las importaciones mundiales de harina de soja en el año 2016 se explica por el incremento de los precios relativos respecto al trigo y maíz, producto de un exceso en la oferta de estos cereales. Esto estaría indicando que existe cierto grado de sustitución entre las oleaginosas y los cereales para la alimentación animal. También podrían existir efectos de complementación, al encarecerse todos los insumos en general desincentivando con ello la producción de carnes.

Lo relevante de este análisis, es que se muestra que para estudiar y comprender la demanda de harina de soja no pueden ignorarse los precios de otros insumos como el trigo y el maíz.

1.6.4. Niveles de Autosuficiencia y Destino de la Oferta de los Principales Cereales

En la tabla 1.7 se muestra la media del indicador de autosuficiencia de harina de soja para los 28 países importadores. De la misma se observa que, a excepción de Canadá, el indicador es inferior a 0.5 para todos los países, indicando que la producción no alcanza a cubrir ni siquiera la mitad de las necesidades domésticas de harina de soja. En la mayoría de los casos, la producción representa menos

del 10 % de las necesidades domésticas. Inclusive, en Argelia, Bélgica, Chile, Dinamarca, Holanda, Irlanda, Malasia, Polonia y el Reino Unido, la producción de soja es nula, por lo que dependen exclusivamente del mercado externo. Por ende, todos los países revelan una escasa capacidad de provisión de proteínas para la elaboración de carnes mediante la producción doméstica de soja, lo que implica una elevada dependencia de las importaciones de soja y/o harina de soja.

Tabla 1.7: Autosuficiencia en harina de Soja. Promedio 1995-2013

	SSR_h		SSR_h
Alemania	0.0003	Hungría	0.0729
Argelia	0.0000	Indonesia	0.2446
Bélgica	0.0000	Irlanda	0.0000
Canadá	0.9954	Italia	0.1493
Chile	0.0000	Japón	0.0345
Colombia	0.0654	Malasia	0.0000
Corea del Sur	0.0427	Méjico	0.0324
Dinamarca	0.0000	Perú	0.0048
Egipto	0.0283	Polonia	0.0000
España	0.0008	Reino Unido	0.0000
Filipinas	0.0009	Rumania	0.4153
Francia	0.0313	Tailandia	0.0835
Grecia	0.0076	Venezuela	0.0162
Holanda	0.0000	Vietnam	0.2235

Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

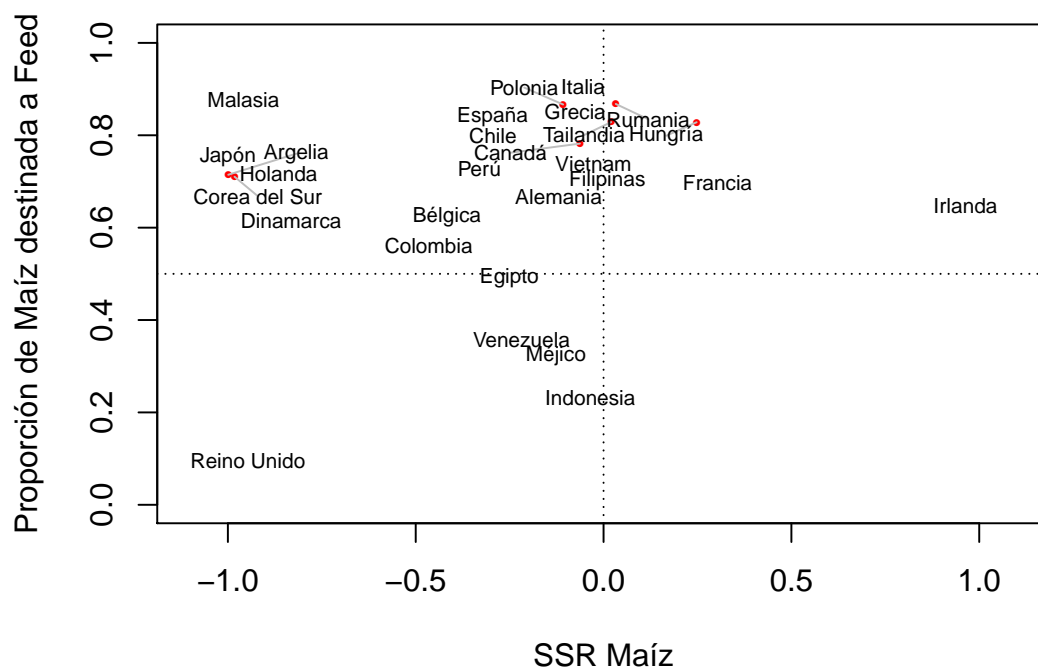
Para el caso de los cereales, además de los niveles de autosuficiencia de los países, resulta relevante conocer la proporción de la oferta total que es destinada a la producción de carnes (*feed*)¹⁴.

En la figura 1.16 se muestra el diagrama de dispersión entre la proporción media de la oferta total de maíz destinada a *feed* y el ratio promedio de autosuficiencia de cada uno de los países durante el período 1995-2013. De la misma, se observa que la mayoría de los países se encuentran en el cuadrante superior izquierdo. Éstos, se caracterizan por destinar a la producción de carnes más del 50 % de la cantidad disponible de maíz y depender, en mayor o menor medida, de las importaciones de dicho cereal para cubrir lo consumido internamente.

En el cuadrante superior derecho se encuentran Hungría, Francia e Irlanda, claramente diferenciados del resto. Estos tres países presentan niveles de autosuficiencia elevados y destinan más del 60 % de la oferta total de maíz a *feed*. Venezuela, Méjico e Indonesia, no alcanzan a cubrir sus necesidades domésticas mediante producción propia, y además la mayor parte del maíz es utilizado para la elaboración de alimentos de consumo humano. Por último, el Reino Unido

¹⁴Para el caso de la harina de soja casi en su totalidad se destina a *feed*.

Figura 1.16: Autosuficiencia y maíz destinado a *feed*

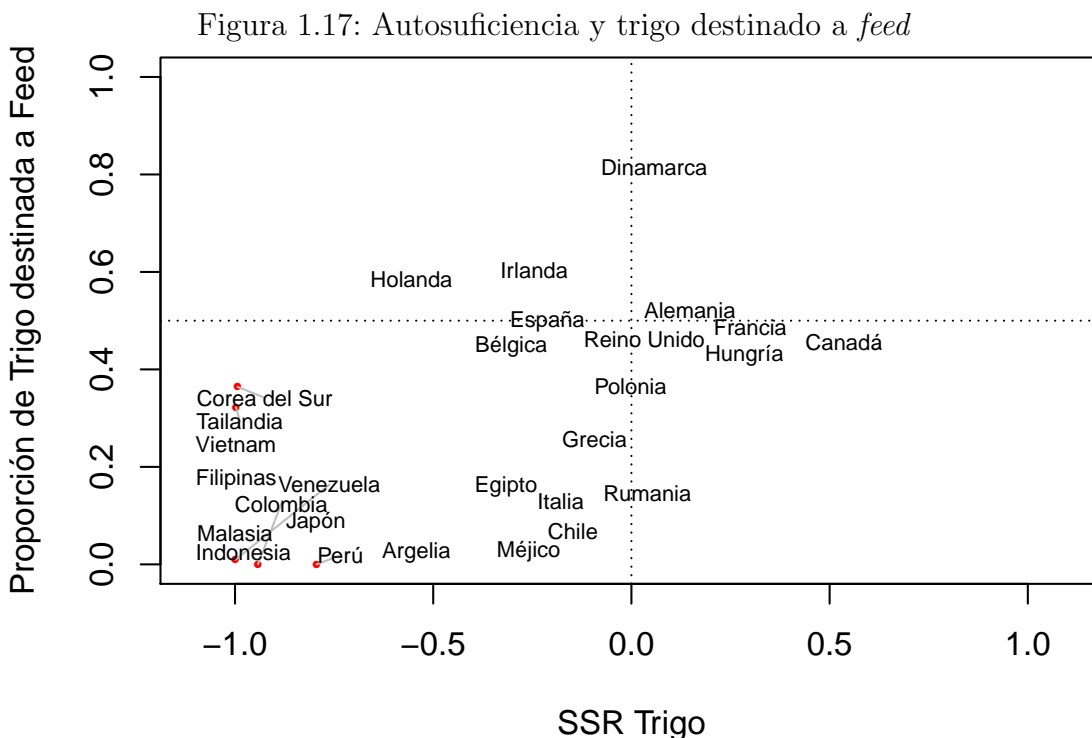


Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

destina una baja proporción del maíz disponible para la producción de carnes, y depende exclusivamente de la importación.

La proporción media de la oferta total de trigo destinada a *feed* y el ratio promedio de autosuficiencia de cada uno de los países durante el período 1995-2013, se muestra en la figura 1.17. Comparado con el maíz, el trigo se utiliza en mayor medida en la producción de alimentos de consumo humano, como panificados y pastas, lo que implica una menor disponibilidad del mismo como insumo para la producción de carnes. En función de esto, la mayoría de los países destinan menos del 50 % de la cantidad disponible de trigo a *feed*. Respecto a los niveles de autosuficiencia, Canadá, Francia, Hungría, Alemania, Dinamarca, Reino Unido, Rumania y Polonia cubren sus necesidades de consumo doméstico mediante la producción interna. El resto, necesita importar el cereal para suplir su demanda interna, especialmente los países asiáticos.

En la figura 1.18 se muestra el diagrama de dispersión entre el promedio del cociente $\left(\frac{\text{Harina producida}}{\text{Harina importada}}\right)$ y el promedio del cociente $\left(\frac{\text{Trigo destinado a feed}}{\text{Maíz destinado a feed}}\right)$ para cada uno de los países durante el período 1995-2013. Ambos cocientes son acotados mediante la misma transformación aplicada al índice de autosuficiencia. De esta forma, si un país se encuentra por encima de la línea punteada horizontal, indica que el mismo utiliza, en promedio, una mayor cantidad de harina producida internamente, por lo que el precio de la soja puede tener un efecto mayor sobre la demanda de harina importada. El eje vertical separa a los países en función de



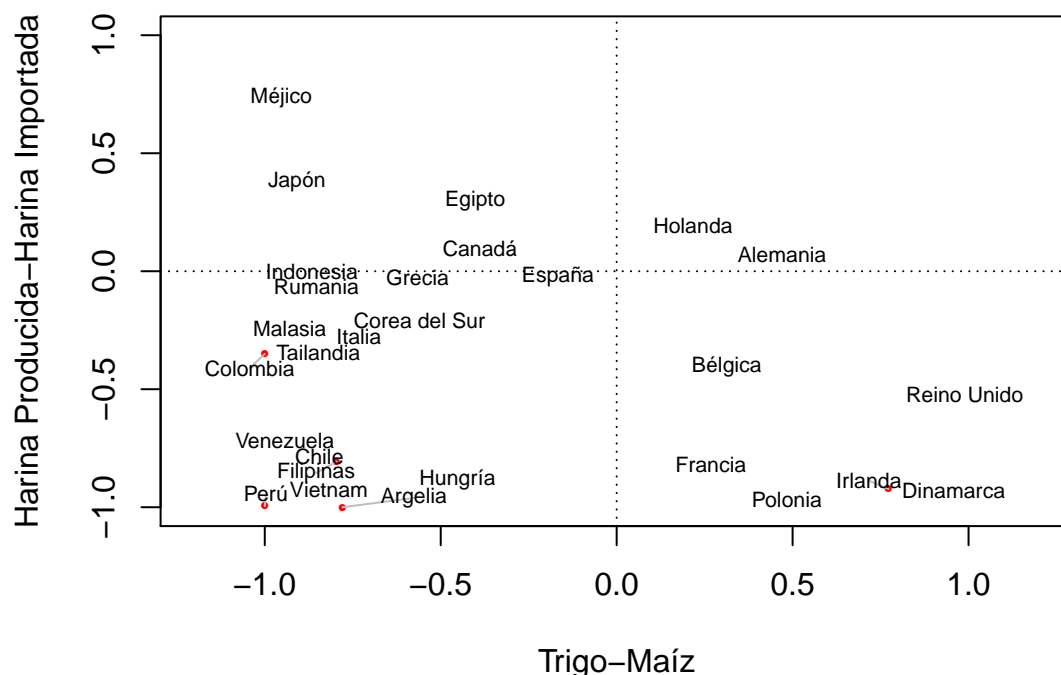
Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

las cantidades relativas de trigo y maíz que utilizan para la alimentación animal.

A la derecha de la línea vertical punteada se encuentran Holanda, Alemania, Bélgica, Reino Unido, Francia, Polonia, Irlanda y Dinamarca, por lo que estos países utilizan proporcionalmente más trigo que maíz. De estos ocho, solamente Holanda y Alemania se ubican en el cuadrante superior derecho, lo que indica que la cantidad producida supera a la cantidad importada de harina de soja. En los casos de Francia, Polonia, Irlanda y Dinamarca, se observa una fuerte dependencia del mercado externo para abastecer el consumo de harina de soja. En el cuadrante superior izquierdo se hallan Méjico, Japón, Egipto y Canadá, países que utilizan una mayor cantidad de maíz que trigo, y a su vez, una mayor proporción de harina de soja producida domésticamente. Indonesia, Grecia y España, muestran en promedio, cantidades equivalentes de harina producida e importada. Del resto de los países, Venezuela, Chile, Filipinas, Vietnam, Hungría, Perú y Argelia, dependen casi exclusivamente de la importación de harina de soja, indicando escasa capacidad de sustitución.

Con esto puede verse la siguiente tipología general de la demanda de insumos para la producción de carnes: 1) países del centro y norte de Europa que utilizan una mayor proporción de trigo que maíz, y exceptuando Holanda y Alemania, predomina la harina importada sobre la producida localmente, 2) países de Asia, América y África donde predomina el maíz al trigo se observa que, exceptuando Japón, los países más “grandes” tienen una mayor producción de harina. Japón,

Figura 1.18: Harina de soja importada-producida y principales cereales



Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT

con escasa disponibilidad de tierras para el cultivo de soja, posee una capacidad tecnológica apropiada para producir harina a partir de la importación de soja, 3) considerando los niveles de autosuficiencia en términos generales, el maíz tiene mayor representación que el trigo en las importaciones.

1.7. Síntesis del Capítulo

En este capítulo, se buscó cumplir con los objetivos específicos **a** y **b** de la tesis doctoral. En primer lugar, se describió al complejo sojero en Argentina en términos de los niveles de producción y exportación del mismo. A partir de lo anterior, y en conjunto con diferentes indicadores, se constató la importancia que posee este complejo en Argentina, y el elevado nivel de competitividad del mismo, en especial la harina de soja. La evolución que tuvieron los principales países exportadores e importadores en el mercado internacional de harina de soja fue descrita en la sección 1.4, destacándose el crecimiento de las importaciones de los países que no pertenecen a Europa. En la sección 1.5 se analizó la interrelación entre los precios internacionales de la soja, harina y aceite de soja, donde se observó la existencia de una brecha entre el precio de la soja y la harina, producto de movimientos en el precio del aceite. Ésto, implica para los países importadores, la posibilidad de sustituir harina de soja producida localmente por harina de soja importada. En la sección 1.6 se describieron diferentes variables asociadas a la de-

manda de harina de soja por parte de los principales países importadores. Dentro de éstas, y como corolario del crecimiento demográfico y de ingresos, se destacó el incremento en la producción de pollo. A su vez, se observó que todos los países presentan una escasa capacidad de auto-abastecimiento de proteínas derivadas de la soja, lo que los hace fuertemente dependientes de las importaciones. Finalmente, el maíz es el cereal que se destina en mayor proporción a la producción de carnes, y el que presenta un menor nivel de autosuficiencia, por lo que al igual que con la soja, los países dependen fuertemente de sus importaciones.

Capítulo 2

Demanda de Importaciones de Harina de Soja: Un Enfoque Dual de Sistema con Datos en Panel

2.1. Introducción

A partir de la descripción y caracterización realizada en el capítulo anterior, se desprende la importancia que posee la producción de carnes como determinante de las importaciones de harina de soja. Teniendo ésto en cuenta, en el presente capítulo se propone un modelo formal de la conducta o comportamiento de los principales países importadores de harina de soja, fundamentado en la teoría microeconómica. Específicamente, se busca conocer la respuesta en la demanda de importaciones de harina de soja a los cambios en su precio, y en los precios de los diferentes insumos importados utilizados para la alimentación animal. En virtud de la preponderancia que posee este rubro en el costo de producción de estos sectores¹, los precios relativos entre los distintos insumos utilizados representan uno de los principales criterios de optimización por parte de los productores. El mismo modelo permite conocer además, la respuesta que posee la demanda de importaciones de harina de soja ante variaciones en la producción de carnes.

Para cumplir con dichos objetivos, se utiliza el enfoque dual en el marco de la teoría microeconómica de producción, a partir del cual, se deriva un sistema de ecuaciones que incluye como insumos a la soja y harina de soja, teniendo en cuenta que casi la totalidad de los porotos se procesan 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

¹Por 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 avícola, respectivamente (van Gelder, Kammeraat & Kroes, 2008).

producida localmente a partir de granos importados. Lo anterior conforma una de las hipótesis de mayor originalidad planteadas en esta investigación, ya que dicha problemática no ha sido hasta el momento abordada formalmente en la literatura aplicada. Además, se incorpora al maíz en el sistema de insumos importados, que como se vio en el capítulo anterior, tiene también un peso considerable en la producción de carnes en la mayoría de los países.

El enfoque dual postula que la tecnología de producción puede ser descrita, bajo ciertas condiciones, a través de la función de costos. En función de lo descrito en el capítulo 1, el sistema de ecuaciones se estima a partir de un panel balanceado conformado por los 27 países seleccionados como los principales importadores a nivel mundial para el período 1995-2013². Una vez obtenidos los estimadores, los mismos son utilizados para calcular las elasticidades precio, propias y cruzadas, entre los diferentes insumos considerados, como así también, las elasticidades insumo-producto.

El presente capítulo se estructura de la siguiente manera. En la sección siguiente se presenta el modelo teórico, a través del cual se deriva el sistema conformado por la función de costos y las participaciones de insumos. En la sección 3.3 se desarrolla la estrategia empírica adoptada para estimar los parámetros del sistema presentado en la sección 2.2. En la misma, se realiza además una descripción de las principales variables utilizadas y la fuente de las mismas. Los resultados de las estimaciones se presentan en la sección 3.5, la cual está dividida en cinco subsecciones. En la primera, se muestran los resultados de las distintas pruebas a partir de las cuales, se justifica la elección del modelo econométrico. En la subsección 2.4.2 se analizan las propiedades de la función de costos. Seguidamente, se presentan y analizan las elasticidades precio e insumo-producto en las subsecciones 2.4.3 y 2.4.4, respectivamente. Con base en las elasticidades precio, se propone en la subsección 2.4.5 un indicador del posicionamiento competitivo de los principales países exportadores de harina de soja, a saber: Argentina, Brasil y Estados Unidos. Por último, en la sección 3.6 se realiza una síntesis del capítulo 2.

2.2. Función de Costos y 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

²Argelia se excluye del análisis ya que no presenta importaciones de soja para los años 1995 y 2000.

transformación, tendiente a la producción de bienes finales que son vendidos en el mercado doméstico, o en el mercado externo (Davis & Jensen, 1994; Washington & 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 alimentos para animales. Teniendo en cuenta esto, en la presente sección se deriva, a partir del enfoque dual, un sistema de demanda de los principales insumos importados utilizados para la producción de carne porcina, bovina y de pollo, donde se incluye la harina de soja, a partir de una función de costos flexible, con el objetivo de estimar las respectivas elasticidades de interés. De manera general, se asume una función de costos separable entre insumos importados e insumos adquiridos o producidos localmente. Este supuesto obedece por un lado, a la imposibilidad de contar con información homogénea respecto a los insumos nacionales para todos los países, como así también, a la obtención de modelos menos parsimoniosos que generaría la inclusión de parámetros adicionales. En función de lo analizado en el capítulo anterior, se agrega solamente al maíz, ya que es el de mayor utilización en proporción a la cantidad disponible, y el de menor autosuficiencia. Resulta razonable suponer además, que la compra de insumos importados por parte de las firmas, consiste en un proceso totalmente separado de la adquisición de productos similares en el mercado doméstico, dadas las particularidades que presenta la actividad de importación (Washington & Kilmer, 2002).

Una alternativa para la modelización, sería emplear funciones clásicas, como la función CES (*Constant Elasticity Substitution*) o la función *Cobb-Douglas*, pero esto restringe las elasticidades de sustitución entre los distintos productos considerados. Dicha restricción puede ser superada a partir de la utilización de funciones con mayor flexibilidad, basadas en aproximaciones de Taylor de segundo 2^o orden (e.g. Translog, Cuadrática, Leontief) 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 subyacente³. Dicho enfoque resulta más adecuado ya que permite analizar el grado o la fuerza en que se relacionan los distintos insumos entre sí, como así también, la tecnología de producción subyacente.

La idea detrás de la familia de funciones flexibles consiste en aproximar una función latente, en este caso la función de costos. Uno de los métodos usuales es la aproximación a partir de la expansión de series de Taylor, que siguiendo a Moss (2016) puede generalizarse mediante una transformación de las variables de la siguiente manera

³Las condiciones de regularidad se refieren a la curvatura, monotonidad, homogeneidad e imagen de una función, que se desprenden de la teoría microeconómica.

$$g[C(\mathbf{q}, \mathbf{p}), \lambda] = \alpha_0 + \boldsymbol{\alpha}^T g(\mathbf{p}, \lambda) + \frac{1}{2} g(\mathbf{p}, \lambda)^T \mathbf{A} g(\mathbf{p}, \lambda) + \boldsymbol{\beta}^T g(\mathbf{q}, \lambda) + \frac{1}{2} g(\mathbf{q}, \lambda)^T \mathbf{B} g(\mathbf{q}, \lambda) + g(\mathbf{q}, \lambda)^T \boldsymbol{\Gamma} g(\mathbf{p}, \lambda) + \epsilon, \quad (2.1)$$

donde $\mathbf{p}^T = (p_1, p_2, \dots, p_m)$ representa el vector de precios de los m insumos utilizados y $\mathbf{q}^T = (q_1, q_2, \dots, q_n)$ el vector de cantidades de los n bienes finales. Por su parte, $g(\cdot)$ representa la función de transformación tal que

$$g[C(\mathbf{q}, \mathbf{p}), \lambda] = \frac{C(\mathbf{q}, \mathbf{p})^\lambda}{\lambda},$$

$$g(\mathbf{p}, \lambda)^T = (g(p_1), g(p_2), \dots, g(p_m)) = \left(\frac{p_1^\lambda}{\lambda}, \frac{p_2^\lambda}{\lambda}, \dots, \frac{p_m^\lambda}{\lambda} \right),$$

$$g(\mathbf{q}, \lambda)^T = (g(q_1), g(q_2), \dots, g(q_n)) = \left(\frac{q_1^\lambda}{\lambda}, \frac{q_2^\lambda}{\lambda}, \dots, \frac{q_n^\lambda}{\lambda} \right).$$

Los vectores $\boldsymbol{\alpha}$ y $\boldsymbol{\beta}$ corresponden a los gradientes de primer orden, y \mathbf{A} , \mathbf{B} y $\boldsymbol{\Gamma}$ representan las matrices de derivadas parciales de segundo orden, i.e., $\boldsymbol{\alpha} = \nabla_{\mathbf{p}} C(\mathbf{q}, \mathbf{p})$, $\boldsymbol{\beta} = \nabla_{\mathbf{q}} C(\mathbf{q}, \mathbf{p})$, $\mathbf{A} = \nabla_{\mathbf{pp}} C(\mathbf{q}, \mathbf{p})$, $\boldsymbol{\Gamma} = \nabla_{\mathbf{pq}} C(\mathbf{q}, \mathbf{p})$ y $\mathbf{B} = \nabla_{\mathbf{qq}} C(\mathbf{q}, \mathbf{p})$. La ecuación (2.1) se transforma en la función translogarítmica cuando $\lambda \rightarrow 0$, que corresponde a la especificación escogida en el presente capítulo para modelar la función de costos y obtener de la misma las respectivas elasticidades de interés. Por lo tanto, la función translogarítmica de costos conjunta, con tres productos y tres insumos, viene dada por

$$\ln(C(\mathbf{q}, \mathbf{p})) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(p_i) + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_i) \ln(p_j) + \sum_r \beta_r \ln(q_r) + \frac{1}{2} \sum_r \sum_s b_{rs} \ln(q_r) \ln(q_s) + \sum_i \sum_r \delta_{ir} \ln(p_i) \ln(q_r), \quad (2.2)$$

donde $i, j = h, g, m$ indexa a los tres insumos: harina de soja, porotos de soja y maíz, respectivamente, y $r, s = p, a, b$ indexa a la producción de carne porcina, avícola⁴ y bovina, respectivamente. Para que la función (2.2) sea consistente con la teoría microeconómica, la misma debe satisfacer las condiciones de simetría, i.e. $\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \forall i, j = h, g, m$, y homogeneidad de grado uno en precios. La última, significa que al incrementarse todos los precios de los insumos en la misma cuantía, el aumento en los costos debe ser proporcional a dicha variación. Tal propiedad, implica las siguientes restricciones sobre (2.2)

⁴Por razones de notación se utiliza el término avícola y el respectivo sub-índice a , dejándose en claro que sólo incluye la producción de pollo.

$$\sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \gamma_{ij} = 0 \quad \text{y} \quad \sum_i \delta_{ir} = 0, \quad \text{con} \quad i = h, g, m \quad \text{y} \quad r = p, a, b.$$

La especificación (2.2) no impone restricción alguna respecto a la estructura de producción subyacente, lo que posibilita el análisis del cumplimiento empírico de las propiedades de homoteticidad, homogeneidad y rendimientos constantes a escala. La primera de ellas, implica que la función de costos puede plantearse como una función separable en los precios de los insumos y la producción, que equivale a la igualación a cero de todos los términos de interacción en (2.2), i.e., $\delta_{ir} = 0 \quad \forall i = h, g, m$ y $\forall r = p, a, b$. El análisis de esta condición resulta importante para los objetivos de investigación, ya que, si la función es separable insumo-producto, la proporción de insumos utilizada no depende del nivel de producción de carnes.

Por otra parte, y condicionado al cumplimiento de la propiedad de homoteticidad, la función de producción es homogénea de grado $(\sum_r \beta_r)^{-1}$ si se cumple que todos los términos de segundo orden respecto a la producción son iguales a cero: $b_{rs} = 0 \quad \forall r = p, a, b$. Por supuesto, el rechazo de la hipótesis de homoteticidad implica automáticamente el rechazo de la hipótesis de homogeneidad. Finalmente si se cumple que $\sum_r \beta_r = 1$, entonces, la tecnología de producción posee rendimientos constantes a escala.

La función de costos, con homogeneidad lineal y simetría en precios puede estimarse directamente. Sin embargo, de la misma puede obtenerse el sistema de participación de insumos, que conlleva un incremento de los grados de libertad y por ende de eficiencia, al agregar información sin la inclusión de parámetros adicionales en el modelo (Christensen & Greene, 1976). A partir del lema de Shephard se obtiene en primer lugar, la demanda condicionada del factor i de la siguiente forma

$$\begin{aligned} x_i(\mathbf{q}, \mathbf{p}) &= \frac{\partial C(\mathbf{q}, \mathbf{p})}{\partial p_i} = \frac{\partial \ln C(\mathbf{q}, \mathbf{p})}{\partial \ln p_i} \frac{C}{p_i} = \\ &= \left[\alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_j) + \sum_r \delta_{ir} \ln(q_r) \right] \frac{C}{p_i}. \end{aligned} \quad (2.3)$$

Luego, reordenando los términos en (2.3), se obtiene

$$s_i(\mathbf{q}, \mathbf{p}) \equiv \frac{x_i(\mathbf{q}, \mathbf{p})p_i}{C} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln(p_j) + \sum_r \delta_{ir} \ln(q_r), \quad (2.4)$$

donde $s_i(\mathbf{q}, \mathbf{p})$ representa la participación del insumo i que minimiza los costos totales. De acuerdo a las condiciones requeridas por la función de costos respecto al vector de precios de los insumos, puede plantearse entonces, el sistema de

participaciones compuesto por $m - 1$ ecuaciones, donde se elimina del mismo la correspondiente a maíz, ya que la misma es combinación lineal de las demás

$$\begin{aligned} s_h(\mathbf{q}, \mathbf{p}) &= \alpha_h + \sum_j \gamma_{hj} \ln \left(\frac{p_j}{p_m} \right) + \sum_r \delta_{hr} \ln(y_r) \\ s_g(\mathbf{q}, \mathbf{p}) &= \alpha_g + \sum_j \gamma_{gj} \ln \left(\frac{p_j}{p_m} \right) + \sum_r \delta_{gr} \ln(y_r) \end{aligned} \quad (2.5)$$

Una vez estimados los parámetros γ_{ii} y γ_{ij} , las elasticidades precio propia y cruzadas de la demanda del factor i , pueden calcularse a partir de

$$\frac{\partial \ln(x_i)}{\partial \ln(p_i)} = \eta_{ii} = \frac{\gamma_{ii} + s_i(s_i - 1)}{s_i}, \quad \frac{\partial \ln(x_i)}{\partial \ln(p_j)} = \eta_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + s_i s_j}{s_i}. \quad (2.6)$$

Si bien las condiciones de homogeneidad lineal y simetría en precios son fácilmente impuestas en la función de costos, no sucede lo mismo con las propiedades de monotonicidad y concavidad, por lo que se verifican luego de la estimación de los parámetros (Baccar, 1995; McLaren & Zhao, 2011).

La propiedad de monotonicidad implica que la función de costos es no decreciente en precios, i.e. $\frac{\partial C(\mathbf{q}, \mathbf{p})}{\partial p_i} \geq 0$ o $x_i(\mathbf{q}, \mathbf{p}) \geq 0 \forall i$. Para el caso de la función Translog, esta condición se satisface si las participaciones ajustadas resultan positivas, i.e. $\hat{s}_i \geq 0 \forall i$, ya que tanto el costo como los precios son positivos (Serletis & Feng, 2015).

En relación a la curvatura de la función de costos, 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 $\left(\frac{x_i}{x_j} \right)$ debido a un cambio en la tasa marginal de sustitución técnica $\left(\frac{f_{x_j}}{f_{x_i}} \right)$, manteniendo el producto constante. Bajo el supuesto de competencia perfecta⁵ y maximización de beneficios, la tasa marginal de sustitución técnica se iguala con los precios relativos, i.e. $\left(\frac{f_{x_j}}{f_{x_i}} \right) = \left(\frac{p_j}{p_i} \right)$. Con base en lo anterior, se desarrollaron diferentes medidas de la elasticidad de sustitución (e.g. Allen, 1938; Allen & Hicks, 1934; Blackorby & Russel, 1989; McFadden, 1963; Morishima, 1967; Uzawa, 1962).

Las conclusiones que se derivan de este conjunto de medidas no se diferencian demasiado de las arribadas a partir de las elasticidades cruzadas, ya que las últimas son la base fundamental de las primeras (Frondel, 2010). Sin embargo, permiten analizar la curvatura de la función de costos. En este sentido, chequear

⁵Arruda Coronel, Lopes Amorim, Braga y Carvalho Campos (2010), Deodhar y Sheldon (1997) y Susanto (2006) presentan evidencia acerca de la inexistencia de poder de mercado para la soja y harina de soja.

que la matriz de sustitución, conformada por las elasticidades parciales de Allen-Uzawa⁶, es semidefinida negativa, es equivalente a probar que la matriz Hessiana $\nabla_{\mathbf{pp}}C(\mathbf{p}, \mathbf{q})$ es semidefinida negativa, lo que implica que la función de costos es cóncava en precios (Christev & Featherstone, 2007). Por ende, más allá de la complementariedad de la elasticidad de sustitución, se calculan las elasticidades de Allen-Uzawa principalmente por su carácter instrumental, permitiendo de esta manera contrastar el supuesto de concavidad en precios de la función de costos. Para ello se analiza el signo de los autovalores de la matriz de sustitución⁷. Estas elasticidades de sustitución propia y cruzada, vienen dadas por

$$\sigma_{ii} = \frac{\gamma_{ii} + s_i(s_i - 1)}{s_i^2} = \frac{\eta_{ii}}{s_i} \quad \sigma_{ij} = \frac{\gamma_{ij} + s_i s_j}{s_i s_j} = \frac{\eta_{ij}}{s_j}. \quad (2.7)$$

Por último, las elasticidades de la demanda de insumos respecto a la producción de carnes dependen de la estructura de producción supuesta. Para el caso de una función no separable y sin homogeneidad, la elasticidad del insumo i respecto a la producción de carne r está dada por

$$\frac{\partial \ln(x_i)}{\partial \ln(q_r)} = \eta_{ir} = \frac{\delta_{ir}}{s_i} + \beta_r + \sum_s b_{rs} \ln(q_s) + \sum_i \delta_{ir} \ln(p_i). \quad (2.8)$$

Si la función de costos es homogénea en producción, (2.8) se reduce a $[\frac{\delta_{ir}}{s_i} + \beta_r + \sum_i \delta_{ir} \ln(p_i)]$.

2.3. Estrategia Empírica

En esta sección se presenta el modelo econométrico y la metodología empleada para la estimación de los parámetros del sistema de costo y participaciones, y las correspondientes elasticidades a partir de un panel de 27 países durante el período 1995-2013 ($N = 27$ y $T = 19$), contabilizando 513 observaciones por cada ecuación. 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. Dicha estructura de datos permite aprovechar la información dada por la variabilidad en el tiempo y por importador. A su vez, la agrupación de los países importadores permite incrementar los grados de libertad y la eficiencia de los estimadores, además de controlar la posible heterogeneidad individual⁸. Sobre este último punto, si bien se supone una función

⁶Uzawa (1962) demuestra que las elasticidades parciales de Allen (1938) pueden ser derivadas directamente de la función de costos.

⁷Una matriz es semidefinida negativa si sus autovalores son negativos a excepción de uno, que debe ser igual a 0.

⁸Un listado no exhaustivo de las ventajas y desventajas de la utilización de datos en panel puede encontrarse en Hsiao (2014).

de costos equivalente para todos los países, el marco adoptado permite controlar la heterogeneidad entre los mismos. Además, si bien los estimadores necesarios para calcular las elasticidades son equivalentes entre países, las mismas pueden variar en función de las participaciones, precios relativos y producción individuales.

Estimaciones de funciones de costos translogarítmicas, en el marco de datos en panel, pueden encontrarse en Baltagi, Griffin y Rich (1995), Baltagi y Rich (2005), donde utilizan este enfoque para analizar el cambio técnico en diferentes industrias de los Estados Unidos. Roy, Sanstad, Sathaye y Khaddaria (2006), también a partir de una función de costos translogarítmica, calculan elasticidades precio y de sustitución para los sectores del papel, hierro, acero e industrias manufactureras agrupando a India, Brasil, Corea del Sur y Estados Unidos. Por su parte, Bezlepkina, Oude Lansink y Oskam (2005), también a partir de datos en panel, estiman una función de beneficios Cuadrática Simétrica Normalizada (SNQ) para tambos de la región de Moscú.

Como fuera apuntado anteriormente, la utilización de datos en panel ofrece la ventaja de contemplar la heterogeneidad no observada que puede existir entre los individuos, en este caso, entre el conjunto de países importadores. De no existir variabilidad entre ellos, se considera un Modelo Agrupado (MA), y el sistema de ecuaciones puede ser estimado mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), siendo estos estimadores insesgados y eficientes bajo errores esféricos⁹.

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 son parámetros a ser estimados, permitiendo que los mismos puedan estar correlacionados con las demás covariables. Este enfoque se conoce como modelo de Efectos Fijos (EF). El segundo, llamado modelo de Efectos Aleatorios (EA), supone la heterogeneidad como una variable aleatoria con cierta distribución, por lo cual, 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 (Wooldridge, 2010).

2.3.1. Especificación Econométrica

Considerando que una de las ecuaciones del sistema de participaciones es combinación lineal de las demás, lo que induce a su vez que la matriz de covarianzas no sea de rango completo, se especifica un sistema de cuatro ecuaciones, correspondientes a la función de costos $\ln(C)$, y las participaciones de harina de soja

⁹Errores esféricos alude a la proporcionalidad entre la matriz de covarianzas y la matriz identidad.

s_h , granos de soja s_g y maíz s_m , respectivamente, de las cuales, se elimina a la última por singularidad. Cada ecuación de este sistema, puede escribirse de la forma

$$\mathbf{y}_j = \mathbf{Z}_j \boldsymbol{\theta}_j + \mathbf{u}_j \quad \text{con } j = 1, 2, 3, \quad (2.9)$$

donde j indexa las ecuaciones del sistema, \mathbf{y}_j es el vector $NT \times 1$ correspondiente a cada una de las variables dependientes, \mathbf{Z}_j representa las matrices de covariables para cada ecuación, 21 para la función de costos y 5 para cada ecuación de participación y $\boldsymbol{\theta}_j$ es el vector de parámetros para la ecuación j . El componente de error \mathbf{u}_j viene dado por

$$\mathbf{u}_j = \mathbf{Z}_\mu \boldsymbol{\mu}_j + \mathbf{v}_j \quad \text{con } j = 1, 2, 3, \quad (2.10)$$

donde $\mathbf{Z}_\mu = (\mathbf{I}_N \otimes \boldsymbol{\iota}_T)$ es la matriz que asigna a cada individuo su correspondiente efecto, siendo \mathbf{I}_N una matriz identidad de dimensión $N \times N$, $\boldsymbol{\iota}_T$ un vector de unos de dimensión $T \times 1$, \otimes el producto de kronecker y $\boldsymbol{\mu}_j$ corresponde al efecto individual. Bajo el modelo de EA, $\boldsymbol{\mu}_j^T = (\mu_{1j}, \mu_{2j}, \dots, \mu_{Nj})$ y $\mathbf{v}_j^T = (v_{11j}, \dots, v_{1Tj}, \dots, v_{N1j}, \dots, v_{NTj})$ son vectores aleatorios, correspondientes al efecto individual e idiosincrático, respectivamente, con media $\mathbf{0}$ y matriz de covarianzas de la forma

$$E \left[\begin{pmatrix} \boldsymbol{\mu}_j \\ \mathbf{v}_j \end{pmatrix} (\boldsymbol{\mu}_l^T, \mathbf{v}_l^T) \right] = \begin{pmatrix} \sigma_{\mu_{jl}}^2 \mathbf{I}_N & 0 \\ 0 & \sigma_{v_{jl}}^2 \mathbf{I}_{NT} \end{pmatrix} \quad \text{para } j, l = 1, 2, 3, \quad (2.11)$$

donde $\sigma_{\mu_{jl}}^2 = Cov(\boldsymbol{\mu}_j, \boldsymbol{\mu}_l)$, $\sigma_{v_{jl}}^2 = Cov(\mathbf{v}_j, \mathbf{v}_l)$ y \mathbf{I}_{NT} es una matriz identidad $NT \times NT$. 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. Por ello, se emplea el método SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) propuesto por Zellner (1962) adaptado para datos en panel. El sistema de tres ecuaciones a estimar mediante el método SUR viene dado por

$$\begin{pmatrix} \ln(C) \\ \mathbf{s}_h \\ \mathbf{s}_g \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{Z}_1 & \mathbf{0}_{(NT \times 5)} & \mathbf{0}_{(NT \times 5)} \\ \mathbf{0}_{(NT \times 21)} & \mathbf{Z}_2 & \mathbf{0}_{(NT \times 5)} \\ \mathbf{0}_{(NT \times 21)} & \mathbf{0}_{(NT \times 5)} & \mathbf{Z}_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\theta}_1 \\ \boldsymbol{\theta}_2 \\ \boldsymbol{\theta}_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \mathbf{u}_2 \\ \mathbf{u}_3 \end{pmatrix}, \quad (2.12)$$

donde $\mathbf{0}_{(NT \times 5)}$ y $\mathbf{0}_{(NT \times 21)}$ representan matrices de dimensión $NT \times 5$ y $NT \times 21$, respectivamente, compuestas por ceros. 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. Dicha matriz de covarianzas bajo el modelo de EA viene dada por

$$\mathbf{\Omega} = E(\mathbf{u}\mathbf{u}^T) = \mathbf{\Sigma}_\mu \otimes (I_N \otimes J_T) + \mathbf{\Sigma}_v \otimes (I_N \otimes I_T) = \mathbf{\Sigma}_1 \otimes \mathbf{P} + \mathbf{\Sigma}_v \otimes \mathbf{Q}, \quad (2.13)$$

donde $\mathbf{u}^T = (\mathbf{u}_1^T, \mathbf{u}_2^T, \mathbf{u}_3^T)$, $\mathbf{\Sigma}_\mu = [\sigma_{\mu_{jl}}^2]$, $\mathbf{\Sigma}_v = [\sigma_{v_{jl}}^2]$ son las respectivas matrices de dimensión 3×3 correspondientes a los términos de varianza y covarianza de los errores individual e idiosincrático, $\mathbf{\Sigma}_1 = T\mathbf{\Sigma}_\mu + \mathbf{\Sigma}_v$ y $J_T = \iota_T \iota_T^T$. Por su parte, \mathbf{Q} es la matriz que transforma los datos en desviaciones respecto a la media individual¹⁰. La misma es equivalente a $(I_{NT} - \mathbf{P})$, donde $\mathbf{P} = \mathbf{Z}_\mu (\mathbf{Z}_\mu^T \mathbf{Z}_\mu)^{-1} \mathbf{Z}_\mu^T$ es la matriz que promedia las observaciones por individuo. Bajo el modelo de EF, la transformación *within* (en desviaciones respecto a la media individual) es una de las transformaciones posibles que elimina el componente individual μ_j , además de cualquier “variable” que sea invariante 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 cual elimina también el efecto individual. Sin embargo, bajo errores independientes e idénticamente distribuidos, la transformación *within* es más eficiente que la transformación en primeras diferencias (Baltagi, 2008). Análogamente al caso uni-ecuacional, los elementos de la matriz de covarianzas pueden ser estimados a partir de $\hat{\mathbf{\Sigma}}_v = \frac{\mathbf{U}^T \mathbf{Q} \mathbf{U}}{N(T-1)}$ y $\hat{\mathbf{\Sigma}}_\mu = \frac{\mathbf{U}^T \mathbf{P} \mathbf{U}}{N}$, donde $\mathbf{U} = [\mathbf{u}_1, \mathbf{u}_2, \mathbf{u}_3]$ de dimensión $NT \times 3$ está constituida por los residuos de las 3 ecuaciones. Para computar \mathbf{U} , Baltagi (1980) propone utilizar los residuos *within* \tilde{v}_j .

Ahora bien, de existir correlación entre el efecto individual y las covariables, la matriz de covarianzas del sistema en (2.13) se reduce a $\mathbf{\Omega} = E(\mathbf{u}\mathbf{u}^T) = \mathbf{\Sigma}_v \otimes (I_N \otimes I_T)$, ya que el vector $\boldsymbol{\mu}_j^T = (\mu_{1j}, \mu_{2j}, \dots, \mu_{Nj})$ no puede formar parte del error debido a que induciría un problema de endogeneidad. Bajo el enfoque de EF, el problema se reduce a la estimación habitual de un modelo SUR, en el cual, las variables intervinientes son transformadas previamente en desviaciones respecto a la media individual. De igual forma, si las variables no son transformadas, el modelo que se estima es el agrupado, el cual no contempla la existencia de heterogeneidad entre los países. Cabe aclarar que, mientras las covariables presentes en las ecuaciones del sistema sean las mismas, el estimador MCO bajo los modelos MA y EF es equivalente estimándolo ecuación por ecuación o a través de MCGF sobre el sistema, no así bajo el modelo de EA. Para este último, la

¹⁰Por ejemplo, en el caso de una sola covariable $\mathbf{QY} = \mathbf{QX}\beta \Leftrightarrow (y_{it} - \bar{y}_i) = \beta_1(x_{it} - \bar{x}_i)$ para todo $i = 1, 2, \dots, N$ y $t = 1, 2, \dots, T$.

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 que el estimador escogido sea invariante ante la elección del factor o insumo que es utilizado como numerario, en este caso el maíz, debe obtenerse a través de un proceso iterativo, ya que de alcanzarse la convergencia, lo hace al estimador calculado mediante máxima verosimilitud, siendo este último invariante (Kmenta & Gilbert, 1968; Oberhofer & Kmenta, 1974). Por lo tanto, tomando como ejemplo el enfoque de efectos aleatorios, en primer lugar se estima la matriz de covarianzas (2.13) a partir de los residuos *within* y se calcula el estimador MCGF. Con éste, se obtienen nuevamente los residuos y se re-calcula la matriz de covarianzas y el estimador MCGF, repitiéndose este proceso hasta cumplir con un criterio de convergencia fijado *a priori*¹¹.

2.3.2. Pruebas de Especificación del Modelo

Para analizar la existencia de heterogeneidad individual se realiza la prueba de Breusch y Pagan (1980) para cada una de las ecuaciones que conforman el sistema. A partir de los residuos MCO se contrastan las siguientes hipótesis nulas: $H_0 : \sigma_{\mu_j}^2 = 0$ para la ecuación j . Mediante esta prueba se evalúa la pertinencia del modelo de EA versus el modelo MA, es decir, sin contemplar la variabilidad entre individuos. La comparación entre el modelo de EF y el modelo MA, se realiza a partir de un test F , cuya hipótesis nula es $H_0 : \mu_{1j} = \mu_{2j} = \dots = \mu_{Nj} = 0$ para $j = 1, 2, 3$.

Se utiliza la prueba tradicional de Hausman (1978) para evaluar la correlación entre el componente individual y las variables regresoras del modelo, i.e. $H_0 : E[u_j|X] = 0$. Bajo H_0 , si bien $\hat{\theta}_{EF}$ y $\hat{\theta}_{EA}$ son estimadores consistentes, $\hat{\theta}_{EA}$ es BLUE (*Best Linear Unbiased Estimator*), y asintóticamente eficiente. El estimador bajo el modelo de EF es siempre consistente, independientemente del cumplimiento de H_0 , no así el estimador bajo el modelo de EA. 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 estima de manera consistente la varianza de la diferencia de los estimadores a partir de un *bootstrap* sobre el individuo i (Cameron & Trivedi, 2009). De esta forma, la varianza de la diferencia entre $\hat{\theta}_{EF}$ y $\hat{\theta}_{EA}$ viene dada por

¹¹Se escoge aquí un límite de tolerancia de $|1E - 10|$ para la diferencia entre el estimador en la iteración n y el estimador en la iteración $n - 1$.

$$V_{Boot}(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{EA} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_{EF}) = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\hat{d}_b - \bar{\hat{d}})(\hat{d}_b - \bar{\hat{d}})^T,$$

donde B denota la cantidad de replicaciones y $\hat{d} = \hat{\boldsymbol{\theta}}_{EA} - \hat{\boldsymbol{\theta}}_{EF}$.

Otro elemento de análisis corresponde a la existencia de valores extremos o atípicos. En este sentido, dadas las características de la función translogarítmica, la influencia de este tipo de valores sobre la estimación de sus parámetros puede potenciarse (Moss, 2016). Ahora bien, bajo una estructura de datos en panel, el análisis no recae sobre cada observación en particular, sino sobre el conjunto de observaciones de cada individuo (país en este caso). Una medida estándar ampliamente utilizada para el diagnóstico y detección de valores extremos es la distancia de Cook (Cook, 1977). Sin embargo, bajo el modelo de efectos fijos, dicha medida está dominada por el efecto de los parámetros *nuisance* μ_i , limitando la utilidad de dicho estadístico (Banerjee, 1998). De esta forma, el análisis de valores extremos se lleva a cabo a partir de medidas de influencia parcial, es decir, sobre los parámetros de interés y no sobre los términos μ_i . Específicamente, se evalúa la distancia entre $\hat{\boldsymbol{\theta}}_{(i)}$ y $\hat{\boldsymbol{\theta}}$, donde el primero representa el estimador calculado al eliminar al individuo (país) i . Para esto, Banerjee y Frees (1997) proponen la siguiente medida de influencia parcial del individuo i bajo el modelo de efectos fijos

$$IP_i(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{EF}) = \mathbf{e}_i^T (I_T - \mathbf{H}_i)^{-1} \mathbf{H}_i (I_T - \mathbf{H}_i)^{-1} \mathbf{e}_i / K,$$

donde \mathbf{e}_i corresponde al vector de residuos *within* del individuo i , K representa el número de parámetros del modelo y la matriz \mathbf{H}_i de dimensión $T \times T$ viene dada por

$$\mathbf{H}_i = \tilde{\mathbf{Z}}_i (\tilde{\mathbf{Z}}^T \tilde{\mathbf{Z}})^{-1} \tilde{\mathbf{Z}}_i^T,$$

donde $\tilde{\mathbf{Z}}_i$ y $\tilde{\mathbf{Z}}$ representan las matrices de covariables de dimensión $T \times K$ y $NT \times K$, respectivamente, transformadas en desviaciones respecto a la media individual.

Bajo el modelo de efectos aleatorios, estos mismos autores proponen la siguiente medida de influencia parcial

$$IP_i(\hat{\boldsymbol{\theta}}_{EA}) = \mathbf{e}_i^T (\boldsymbol{\Omega}_i - \mathbf{H}_i)^{-1} \mathbf{H}_i (\boldsymbol{\Omega}_i - \mathbf{H}_i)^{-1} \mathbf{e}_i / K,$$

donde \mathbf{e}_i corresponde al vector de residuos, $\boldsymbol{\Omega}_i = \sigma_\mu^2 J_T + \sigma_v^2 I_T$ a la matriz de covarianzas del individuo i , y la matriz \mathbf{H}_i está dada por

$$\mathbf{H}_i = \mathbf{Z}_i(\mathbf{Z}^T \boldsymbol{\Omega}^{-1} \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}_i^T,$$

donde $\boldsymbol{\Omega} = \sigma_\mu^2(I_N \otimes J_T) + \sigma_v^2(I_N \otimes I_T)$ representa la matriz de covarianzas general. Ambas medidas pueden ser comparadas con la distribución chi cuadrado con K grados de libertad (Banerjee & Frees, 1997). Como puede observarse, y al igual que todas las pruebas que se realizan aquí, estas medidas de influencia están diseñadas para una ecuación específica, y no para un sistema de ecuaciones. Por ende, las mismas se calculan para cada una de las ecuaciones antes de imponer la condición de simetría en precios. Además, se calcula sólo para la ecuación de costos luego de imponer dicha condición, ya que en este último caso, los estimadores se ven influenciados por las características de los datos en las restantes ecuaciones de participación, y puede entenderse como una medida de síntesis del sistema.

Por último, y a partir del estimador finalmente seleccionado, las varianzas de las elasticidades de interés, se calculan a partir del método delta.

A manera de síntesis, la estrategia empírica consiste en los siguientes pasos:

- 1) Calcular el estimador MCO, EF y EA para cada una de las ecuaciones del sistema.
- 2) Realizar las correspondientes pruebas de existencia de heterogeneidad no observada por ecuación, y de encontrarse evidencia de ello, evaluar la correlación entre el efecto individual y las covariables.
- 3) Evaluar el peso o influencia de cada país sobre los estimadores.
- 4) Una vez evaluado y seleccionado el estimador a través del análisis por ecuación, aplicar MCGF iterativo, y evaluar las restricciones respecto a la tecnología subyacente a través de un test de Wald. Se utiliza esta prueba dentro de las existentes debido a que todas las estimaciones se realizan mediante Mínimos Cuadrados Generalizados.
- 4) Calcular las respectivas elasticidades y su error estándar a partir del método delta.

Todas las estimaciones se realizan mediante el *software* R dada la mayor flexibilidad del mismo para la operación con matrices, utilizando de manera complementaria el paquete estadístico `plm` (Croissant & Millo, 2008).

2.3.3. Fuente de los Datos y Descripción de las Variables

Los datos de importaciones son obtenidos de las bases internacionales COMTRADE y FAOSTAT. A partir de los valores y cantidades anuales de las importaciones de soja, harina y maíz, se construyen los precios de importación unitarios

CIF (*Cost, Insurance and Freight*) 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 i sobre la suma de los valores de todos los insumos, $s_i = V_i / \sum_m^M V_m$. La información relativa a la producción de carne avícola, porcina y bovina, se obtuvo de FAOSTAT. Respecto a dichas series, se utiliza la cantidad de carne producida (en toneladas) a partir de animales criados dentro de las fronteras del país. A su vez, para la producción avícola sólo se considera la carne de pollo, ya sea fresca, enfriada o congelada. La producción bovina comprende la producción de carne fresca, enfriada o congelada, con hueso, al igual que la producción de cerdo.

En la tabla 2.1 se presentan las principales estadísticas descriptivas para las variables bajo estudio. Las mismas están calculadas sobre la muestra completa, es decir, 513 observaciones sin discriminar por país. En promedio, los 27 países considerados importan aproximadamente 1,281 millones de dólares por año de harina, soja y maíz. Cabe resaltar la importancia de Japón como importador de estos productos, país que explica el máximo de 8,834 millones de \$USD. Se destacan a su vez, países como Alemania, Holanda, Corea del Sur, España y Méjico, con importaciones que exceden para algunos años los 4,000 millones de dólares.

Tabla 2.1: Resumen estadístico de las principales variables

	Mínimo	Máximo	Promedio	Mediana
<i>Costo Total^a</i>	23.8000	8834.4370	1281.3400	814.2971
Proporción insumos				
Harina	0.0096	0.9650	0.4504	0.4296
Soja	0.0002	0.7324	0.2258	0.1981
Maíz	0.0039	0.8160	0.3238	0.2954
<i>Precios insumos^b</i>				
Harina	151	1379	311	266
Soja	144	1106	366	314
Maíz	98	3795	313	223
<i>Producción Carnes^c</i>				
Porcina	0.50	4660.66	1156.34	989.46
Pollo	48.36	2801.25	747.28	700.00
Bovina	3.78	2190.10	524.15	322.15

Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT y COMTRADE.

^a Sumatoria valor importaciones, en millones de dólares.

^b En dólares corrientes.

^c En miles de toneladas.

Aproximadamente un 45 % del valor total de los insumos aquí contemplados corresponde, en promedio, a las importaciones de harina. Le siguen el maíz y luego la soja, con un porcentaje promedio del 32 % y 22 %, respectivamente. Es

importante señalar que los precios de los insumos, al ser representados mediante el precio unitario implícito (cociente entre el valor y cantidad importadas), pueden presentar valores anormales, como el máximo de \$USD 3,795 para el maíz, que corresponde a Hungría para el año 1999. En relación a esto, dicho país explica el máximo que presenta la participación de harina de soja ($s_h = 0.9650$). Por ende, se trata de un país con importaciones bajas de soja y maíz, lo que explica el comportamiento de los precios de estos dos productos.

Respecto a la producción de carne, y en correspondencia con las estadísticas de consumo a nivel mundial, la de cerdo presenta el promedio anual más alto, con 1,156,340 toneladas. Como fuera apuntado en el capítulo anterior, entre los mayores productores de cerdo se destacan principalmente países europeos como Alemania, España, Francia, Polonia, Holanda, Dinamarca e Italia (con promedios de 4, 3, 2.2, 1.9, 1.8, 1.7 y 1.4 millones de toneladas, respectivamente, durante el período 1995-2013), como así también, algunos países del sudeste asiático como Vietnam y Filipinas (con 2.1 y 1.3 millones de toneladas anuales en promedio). En cuanto a la producción de carne de pollo, con un promedio general de 747,280 toneladas para el conjunto de países bajo análisis, los productores principales son Méjico, Japón, Reino Unido, Francia, Indonesia y Tailandia, todos ellos, superando el millón de toneladas anuales. Por otro lado, la mayor producción bovina se encuentra en Francia, Méjico y Alemania, siendo los únicos con un promedio mayor al millón de toneladas anuales (1.7, 1.8 y 1.3, respectivamente).

Finalmente, cabe señalar que Egipto, Irlanda y Malasia, presentan un nivel de producción porcina, de pollo y bovina, respectivamente, marcadamente inferior al resto, explicando ellos, los mínimos de dichas variables observados en la tabla 2.1.

En la tabla 2.2 se muestra el desvío estándar total, “dentro” y “entre” países, de las variables dependientes de cada ecuación y las covariables de base del sistema¹². En términos generales, la variabilidad entre los países es superior a la variabilidad intra, es decir, de cada valor respecto a su media individual. Las mayores diferencias entre los 27 países se observan para la producción de carne porcina, importaciones totales y producción de carne bovina, con un desvío entre de 1.59, 1.18 y 1.16, respectivamente. Las participaciones de harina y soja, son las que muestran la menor variabilidad en general, ya que se trata de variables acotadas entre 0 y 1, y con una relativa estabilidad en el tiempo. Por otro lado, y a diferencia del resto de las variables, la desviación estándar dentro y entre para los precios relativos no se diferencia demasiado. Esto se corresponde con la determinación de los precios de estos *commodities* en el mercado internacional, y la función que poseen los mismo como referencia de los precios CIF de cada país.

¹²No se incluyen los términos cuadráticos y las interacciones presentes en la función de costos.

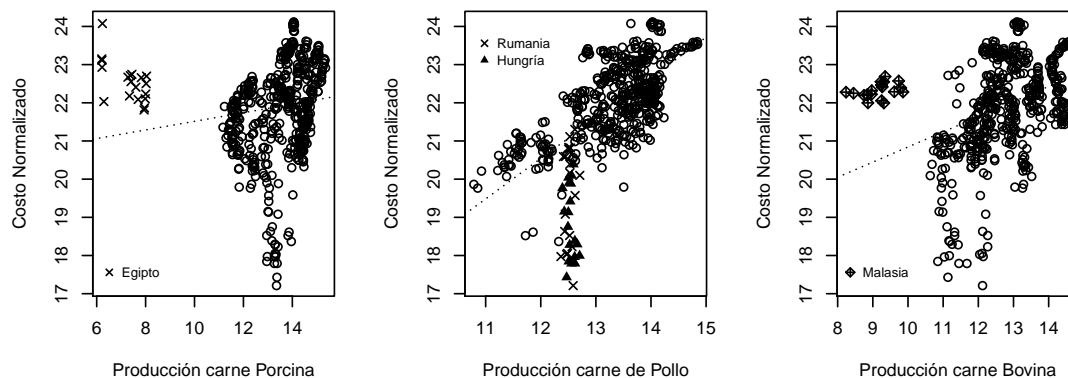
Tabla 2.2: Desviación estándar dentro, entre y total

	Dentro	Entre	Total
Cálculo	$\sqrt{\frac{\sum_i^N \sum_t^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2}{NT-1}}$	$\sqrt{\frac{\sum_i^N (\bar{x}_i - \bar{x})^2}{N-1}}$	$\sqrt{\frac{\sum_i^N \sum_t^T (x_{it} - \bar{x})^2}{NT-1}}$
$\ln(\frac{C}{p_m})$	0.5355	1.1799	1.2767
s_h	0.0805	0.2308	0.2406
s_p	0.0686	0.1579	0.1696
$\ln(\frac{p_h}{p_m})$	0.3357	0.4881	0.5852
$\ln(\frac{p_g}{p_m})$	0.3474	0.4669	0.5753
$\ln(q_p)$	0.2261	1.5943	1.5822
$\ln(q_a)$	0.2308	0.7585	0.7800
$\ln(q_b)$	0.2204	1.1667	1.1671

Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT y COMTRADE.

En la figura 2.1 se muestran los diagramas de dispersión entre el logaritmo del costo total, normalizado a partir del precio del maíz, y el logaritmo de los volúmenes de carne producidos. En primer lugar, del diagrama de dispersión entre el costo y la producción porcina se observa un conjunto diferenciado de observaciones, todas ellas pertenecientes a Egipto, la cuales son destacadas mediante una cruz. Para la producción de carne de pollo, si bien Rumania y Hungría no se encuentran muy distantes de la producción promedio, quedan diferenciados del resto en función del costo total, es decir, del monto total de sus importaciones de soja, harina y maíz. Respecto a la relación entre el costo y la producción de carne bovina, Malasia aparece como el país cuyas observaciones se encuentran claramente diferenciadas del resto. De esta forma, cabría esperar que tanto Egipto como Malasia posean una influencia importante sobre los distintos estimadores. Para el caso de Rumania y Hungría, dado que aparecen como *outliers* en el espacio de la variable dependiente, es esperable que posean residuos elevados, no así, una influencia similar a la de los anteriores sobre los estimadores.

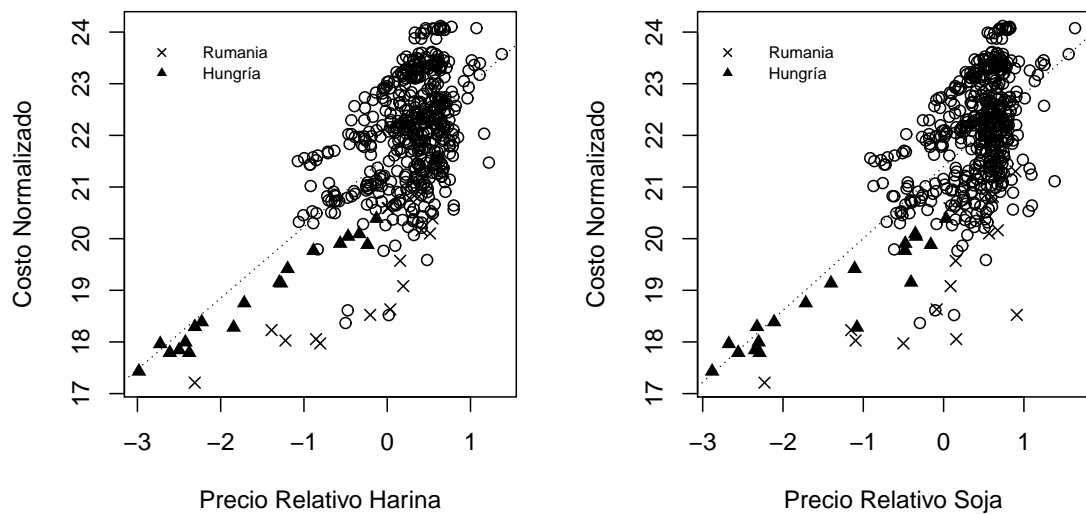
Figura 2.1: Diagrama de dispersión entre costo total y producción de carnes



Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT y COMTRADE.

La relación entre el logaritmo del costo total normalizado y el logaritmo de los precios relativos de los insumos se presenta en la figura 2.2, donde se resaltan nuevamente las observaciones que aparecen diferenciadas del resto. Para ambos precios, se observa que Rumania y Hungría son los dos países que explican el conjunto de valores diferenciados del resto. Estos países poseen precios atípicos para el maíz, lo que implica que tengan precios relativos de la harina y soja marcadamente inferiores al resto de los países. Por otro lado, y como ya ha sido comentado, también presentan los niveles más bajos de importaciones totales.

Figura 2.2: Diagrama de dispersión entre costo total y precios relativos



Fuente: Elaboración propia con datos de FAOSTAT y COMTRADE.

Para las observaciones diferenciadas se hace un análisis de influencia para estudiar la conveniencia de tomar dichos datos o no para realizar las estimaciones. Esto se presenta en la sección 2.4.1 de los resultados.

2.4. Resultados

2.4.1. Análisis y Selección del Modelo

La aplicación del método SUR implica una ganancia de eficiencia, siempre y cuando las covariables no sean las mismas por ecuación, y los errores entre las diferentes ecuaciones presenten cierto grado de correlación (Greene, 2012). El estadístico correspondiente a la prueba de correlación de Breusch y Pagan (1980) entre los errores de la ecuación de costos y las ecuaciones de participación, calculado a partir de los residuos *within*, arroja un valor de $\chi^2_{M,(M-1)/2} = 8.8859$, donde $M = 3$ representa el número de ecuaciones. El p-valor es de 0.0308, por lo que se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación entre los errores con un nivel de significancia del 5%. Por lo tanto, la estimación mediante el sistema

de ecuaciones para el conjunto de datos bajo estudio implica una ganancia de eficiencia.

A partir de la estimación de los modelos Agrupado, de Efectos Fijos y de Efectos Aleatorios, para cada una de las ecuaciones del sistema, se calculan diferentes pruebas para determinar en primer lugar, la presencia de un efecto individual, y de existir el mismo, la conveniencia de adoptar alguno de los modelos que lo contemplan. Los resultados de las pruebas de existencia de heterogeneidad individual (MA vs. EA y MA vs. EF) se muestran en la tabla 2.3. La hipótesis de no existencia del efecto individual bajo EF, i.e. $\mu_j = \mathbf{0}$, se rechaza mediante la prueba F para las tres ecuaciones del sistema. Por su parte, también la prueba de Breusch-Pagan indica el rechazo de la hipótesis nula $\sigma_{\mu_j}^2 = 0$ para todas la ecuaciones, por lo que el modelo de EA resulta conveniente por sobre el modelo agrupado. De esta forma, debe contemplarse la heterogeneidad no observada entre países en la estimación del sistema de ecuaciones¹³.

Tabla 2.3: Pruebas de heterogeneidad individual y endogeneidad

	Ecuaciones		
	$\ln(C)$	s_h	s_g
<i>Efecto Individual</i>			
Prueba F	79.14	102.24	87.11
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Breusch-Pagan	2473.22	2595.42	2654.68
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
<i>Endogeneidad</i>			
Hausman Tradicional	18.85	13.24	13.65
	[0.5317]	[0.0213]	[0.0180]
Hausman Robusto	0.32	2.38	2.56
	[0.9999]	[0.7950]	[0.7670]

Nota: p-valor entre corchetes

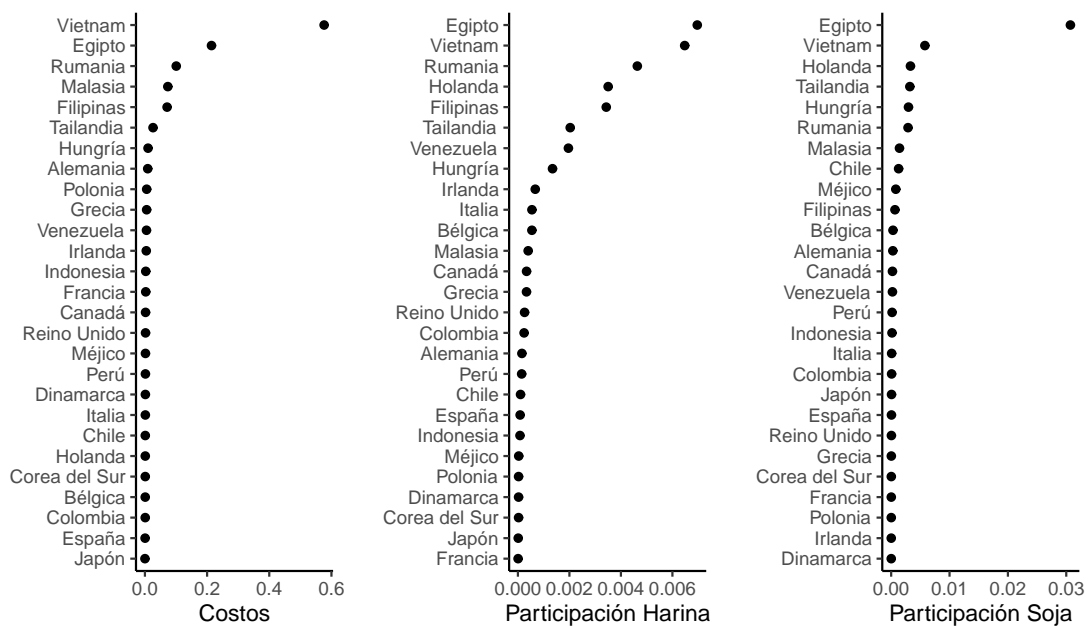
Una vez determinada la existencia de heterogeneidad individual, se realizan las pruebas de Hausman, en su versión tradicional y robusta, para evaluar la hipótesis de no correlación entre el efecto individual y las covariables, i.e., $E[u_j|X] = 0$. Los resultados de las mismas también son presentados en la tabla 2.3. A partir de la prueba tradicional, la hipótesis de no correlación entre el efecto individual y las covariables no puede rechazarse para la ecuación de costos, no así para la ecuación de participación de harina y soja, donde se rechaza dicha hipótesis

¹³En las tablas B.1 a B.3 del apéndice B, se muestran las estimaciones de las tres ecuaciones para los tres modelos, donde se observan diferencias importantes del modelo agrupado respecto a los que contemplan heterogeneidad individual, en correspondencia con las pruebas calculadas.

considerando un nivel de significancia del 5%. Sin embargo, en función de los valores del estadístico calculado a partir de *bootstrap*, la hipótesis de exogeneidad del efecto individual no puede rechazarse para ninguna de las ecuaciones del sistema. Adicionalmente, de la inspección de los coeficientes estimados bajo los modelos EF y EA, se observa poca diferencia entre los mismos, en línea con lo concluido a través de la prueba robusta de Hausman (2.3). Si bien ésto indicaría la conveniencia del modelo de efectos aleatorios, las diferencias entre los estimadores, aunque sean escasas, pueden derivar en estimaciones disimiles de las elasticidades, siendo estas últimas las de interés. Por ende, se utilizan ambos modelos para estimar el sistema de ecuaciones y las correspondientes elasticidades para así obtener conclusiones más robustas.

En la figura 2.3 se muestran las medidas de influencia parcial bajo el modelo de efectos fijos, y para cada una de las ecuaciones del sistema. En las tres ecuaciones, Egipto y Vietnam aparecen como los países que poseen mayor influencia sobre los estimadores de interés. Para la ecuación de costos, la no inclusión de Vietnam es la que provoca la mayor diferencia sobre la estimación de $\hat{\theta}_{EF}$. En la ecuación de participación de harina de soja, Egipto y Vietnam poseen medidas de influencia similares, mientras que en la ecuación de participación de soja, solamente Egipto se destaca por sobre el resto de los países. Ahora bien, si se comparan estas medidas con la distribución chi cuadrada con K grados de libertad (20 para la ecuación de costos y 5 para las ecuaciones de participación), la diferencia entre $\hat{\theta}_{(i)}$ y $\hat{\theta}$ bajo el modelo de efectos fijos no resulta estadísticamente significativa.

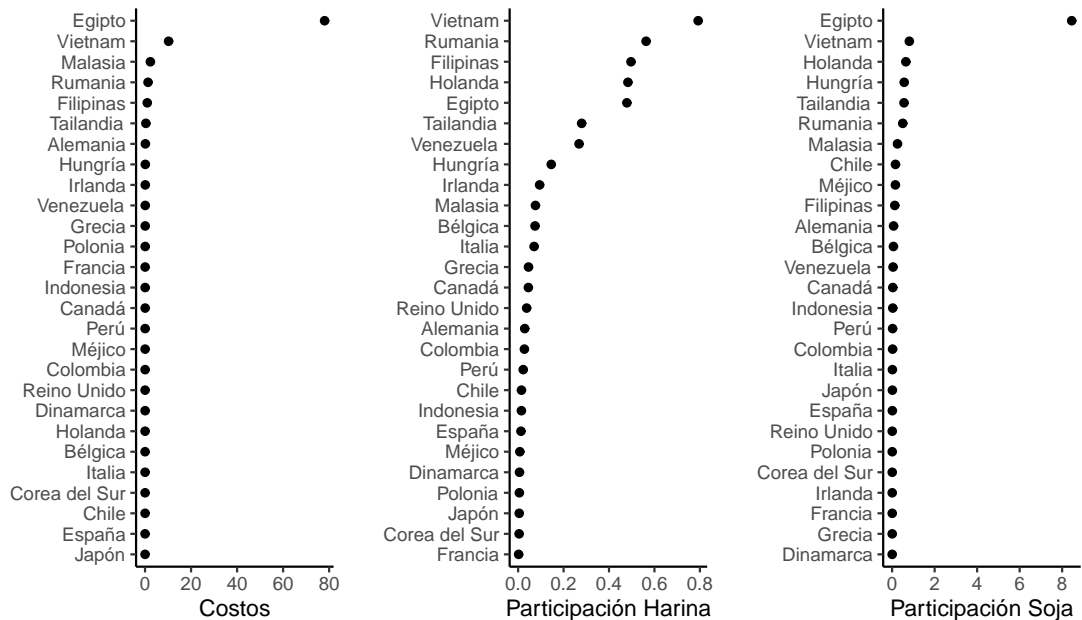
Figura 2.3: Influencia Parcial bajo el modelo de Efectos Fijos



Las medidas de influencia parcial, para cada una de las ecuaciones del sistema

bajo el modelo de efectos aleatorios se presentan en la figura 2.4. Para la ecuación de costos, Egipto y Vietnam presentan un $IP_i(\hat{\theta}_{EA})$ de 78 y 10, respectivamente, superiores al resto de los países. Comparados con una distribución χ_{21}^2 , sólo el correspondiente a Egipto indica una diferencia estadísticamente significativa entre $\hat{\theta}_{(i)}$ y $\hat{\theta}$. En la ecuación de participación de harina, Vietnam, Rumania, Filipinas, Holanda y Egipto son los países con mayor influencia sobre el estimador de efectos aleatorios. Sin embargo, comparados con una distribución χ_6^2 , ninguno de ellos aparece como relevante en términos estadísticos. Para la ecuación de participación de soja, Egipto se diferencia claramente del resto de los países, con un valor de 8.45, que corresponde al percentil 79 de la distribución χ_6^2 .

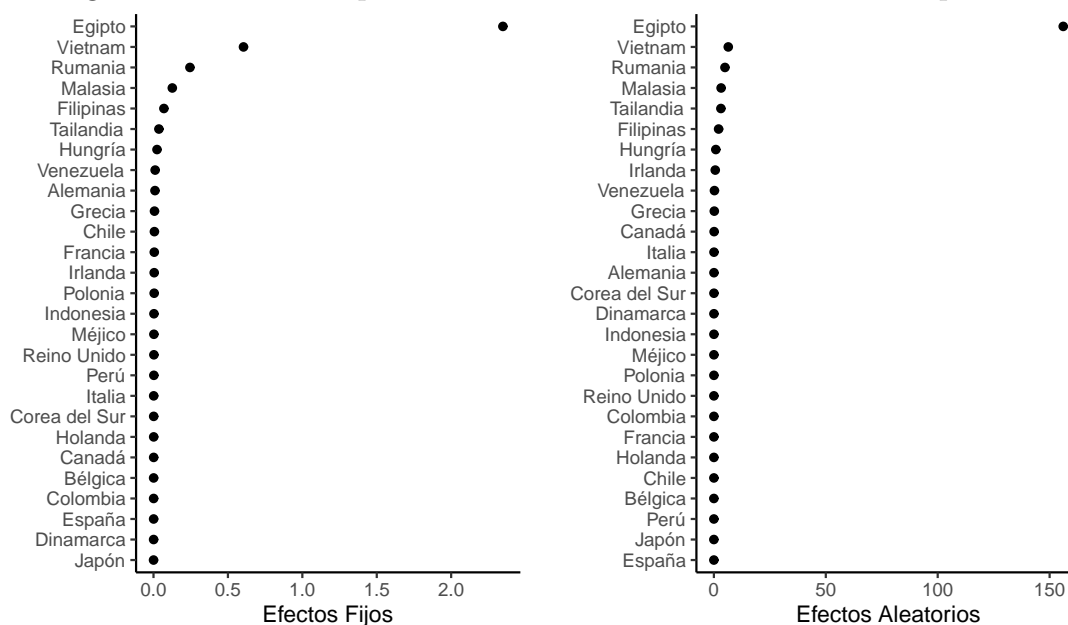
Figura 2.4: Influencia Parcial bajo el modelo de Efectos Aleatorios



Por último, en la figura 2.5 se presentan las medidas de influencia parcial sobre la ecuación de costos, luego de imponer la condición de simetría en precios sobre el sistema de ecuaciones. En primer lugar, y en concordancia con el análisis por ecuación, donde en 2 de las 3 ecuaciones aparecía como el país con mayor influencia, Egipto se destaca claramente del resto en ambos modelos. En segundo lugar, la imposición de la condición de simetría potencia la influencia de este país sobre los estimadores en la ecuación de costos, pasando de 0.21 a 2.34 bajo el modelo de efectos fijos, y de 78 a 156 bajo el modelo de efectos aleatorios.

Finalmente, y en función de lo detectado mediante el análisis de influencia parcial, se decide eliminar a Egipto de las estimaciones del sistema de ecuaciones bajo los modelos que consideran heterogeneidad individual. Si bien bajo el modelo de efectos fijos su influencia no puede considerarse como estadísticamente significativa, sí lo es bajo el modelo de efectos aleatorios. Sin embargo, a los fines

Figura 2.5: Influencia parcial ecuación de costos con simetría en precios



comparativos se decide incluir la misma cantidad de países en ambos modelos, eliminando así los datos para Egipto.

2.4.2. Función de Costos y Análisis de sus Propiedades

Los coeficientes de la función de costos, junto con sus errores estándar, son presentados en la tabla 2.4. En el apéndice B se presentan los resultados completos del sistema.

La bondad de ajuste en términos de los coeficientes de determinación resulta aceptable en ambos modelos, y no difieren demasiado entre ellos: los modelos ajustados de EF y EA, explican la variabilidad intra-país (*within*) en un 74 % y 71 %, respectivamente; y por su parte, la variabilidad entre países (*between*) y la variabilidad total, es explicada en un 68 % por ambos modelos.

Los coeficientes de la función translogarítmica, si bien no tienen una interpretación directa, permiten analizar la relación entre los insumos y el tipo de tecnología subyacente. En primer lugar, se observa que 5 de los 9 términos de interacción entre los precios de los insumos y los diferentes productos, bajo ambos modelos, son estadísticamente significativos, sugiriendo que el supuesto de homoteticidad de la función de costos no puede sostenerse.

Esto mismo, se corrobora a través de una prueba de Wald, cuyo resultado se muestra en la tabla 2.5. Dicha prueba indica que el supuesto de separabilidad insumo-producto no puede mantenerse, por lo que las demandas de insumos dependen del nivel de producción de carne. Los términos de primer y segundo

Tabla 2.4: Parámetros estimados de la función de costos

	EF	EA		EF	EA
$\hat{\gamma}_{hh}$	-0.1161*** (0.0191)	-0.2017*** (0.0199)	\hat{b}_{aa}	0.0488 (0.0818)	0.1411* (0.0797)
$\hat{\gamma}_{hg}$	0.1091*** (0.0169)	0.1071*** (0.0171)	\hat{b}_{ab}	-0.1940*** (0.0489)	-0.2528*** (0.0457)
$\hat{\gamma}_{hm}$	0.0071 (0.0090)	0.0946*** (0.0099)	\hat{b}_{bb}	0.1185*** (0.0458)	0.0816* (0.0432)
$\hat{\gamma}_{gg}$	-0.1102*** (0.0177)	-0.1804*** (0.0176)	$\hat{\delta}_{hp}$	0.0233 (0.0215)	0.0098 (0.0197)
$\hat{\gamma}_{gm}$	0.0011 (0.0081)	0.0733*** (0.0081)	$\hat{\delta}_{gp}$	-0.0064 (0.0182)	0.0455*** (0.0159)
$\hat{\gamma}_{mm}$	-0.0082 (0.0121)	-0.1679*** (0.0128)	$\hat{\delta}_{mp}$	-0.0170 (0.0190)	-0.0553*** (0.0159)
$\hat{\beta}_p$	-4.9300*** (0.8585)	-5.2279*** (0.8240)	$\hat{\delta}_{ha}$	0.0434** (0.0181)	0.0799*** (0.0173)
$\hat{\beta}_a$	3.4280*** (1.0408)	2.6854*** (1.0004)	$\hat{\delta}_{ga}$	-0.0713*** (0.0152)	-0.0678*** (0.0142)
$\hat{\beta}_b$	0.7826 (0.7783)	2.2253*** (0.7330)	$\hat{\delta}_{ma}$	0.0279* (0.0162)	-0.0121 (0.0147)
\hat{b}_{pp}	0.4441*** (0.0872)	0.4487*** (0.0819)	$\hat{\delta}_{hb}$	-0.0005 (0.0162)	-0.0349** (0.0156)
\hat{b}_{pa}	-0.0661 (0.0595)	-0.0410 (0.0560)	$\hat{\delta}_{gb}$	0.0319** (0.0139)	0.0155 (0.0127)
\hat{b}_{pb}	0.0351 (0.0496)	0.0184 (0.0464)	$\hat{\delta}_{mb}$	-0.0314** (0.0142)	0.0194 (0.0127)

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

orden respecto a las cantidades producidas de carnes, β_r y b_{rs} , también resultan en su mayoría estadísticamente significativos. El supuesto de homogeneidad de grado $\sum_r \beta_r$ en la función de costos conjunta respecto a la producción, también se rechaza a partir de la prueba de Wald, y por ende, la hipótesis de rendimientos constantes a escala. Por último, y teniendo en cuenta los resultados de las anteriores pruebas, se analiza si las elasticidades de sustitución son unitarias. Para esto, se prueba si los términos de segundo orden respecto a los precios son conjuntamente iguales a cero. Sobre esto, puede apreciarse a partir de la tabla 2.5 una diferencia importante entre los modelos de efectos fijos y aleatorios, ya que en este último, todos los coeficientes resultan ser estadísticamente significativos, mientras que en el primero sólo la mitad de los mismos. La prueba realizada arroja un valor de $\chi_3^2 = 44$ y $\chi_3^2 = 401$, para el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios, respectivamente. Por lo tanto, se rechaza la hipótesis de que costos puedan modelarse a partir de una función Cobb-Douglas. Además, es esperable que las elasticidades precio presenten diferencias importantes entre

ambos modelos, al tener una mayor cantidad de efectos cuadráticos no nulos.

Tabla 2.5: Pruebas de Wald. Propiedades de la función de costos

	N° Restricciones	Estadístico EF	Estadístico EA
Homoteticidad	6	36.2000	46.7742
Homegeneidad	6	64.4910	86.6260
Cobb-Douglas	3	44.9821	401.0877

Nota: Se rechaza la hipótesis nula en todos los casos

En la tabla 2.6 se presentan las elasticidades parciales de Allen-Uzawa evaluadas en la mediana de las participaciones bajo el modelo de efectos fijos. Las elasticidades cruzadas resultan estadísticamente significativas y de signo positivo, indicando una relación de sustitución entre todos los insumos. De acuerdo a la prueba de Wald realizada anteriormente, la hipótesis de elasticidades de sustitución unitarias se rechaza. Sin embargo, sólo la elasticidad de sustitución entre la harina y la soja es estadísticamente distinta de uno, mientras que para el resto de las elasticidades cruzadas, el intervalo de confianza al 95 % incluye a la unidad. Por ende, se puede concluir que la mayor sustitución de insumos se da entre la harina de soja y el poroto de soja, como es de esperarse.

Tabla 2.6: Matriz de elasticidades parciales Allen-Uzawa (Efectos Fijos)

	Harina	Soja	Maíz
Harina de Soja	-1.8729*** (0.0988)	2.2369*** (0.1917)	1.0573*** (0.0729)
Poroto de Soja		-6.7336*** (0.4407)	1.0202*** (0.1434)
Maíz			-2.6694*** (0.1535)
Autovalores	-0.2322	-3.3695	-7.6741

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

Elasticidades evaluadas en la mediana. Errores estándar entre paréntesis calculados a partir del método delta.

Los autovalores de la matriz de sustitución, todos ellos negativos, indican que la matriz hessiana es definida negativa, y por tanto, la función de costos es *estrictamente* cóncava en precios¹⁴. Ahora bien, si las elasticidades de sustitución se evalúan para cada una de las observaciones, en 167 de las 494 el primer autovalor resulta positivo, por lo que la función de costos no satisface la condición de concavidad en esos puntos. Con el objeto de realizar inferencia sobre los autovalores, se calculan los intervalos de confianza para la media de los mismos mediante

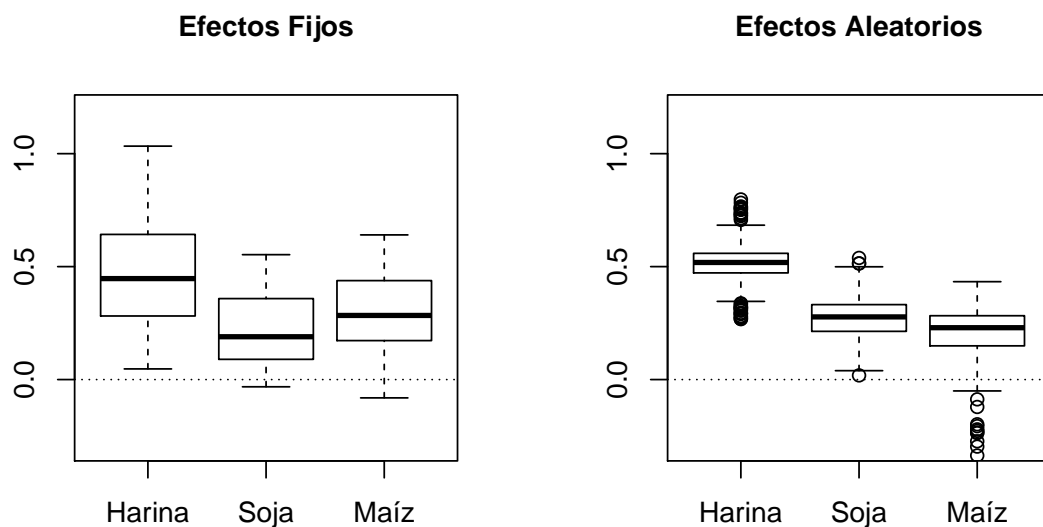
¹⁴Los autovalores de la matriz de elasticidades parciales calculados a partir del modelo de efectos aleatorios son de $\lambda_1 = -0,2324$, $\lambda_2 = -5,4512$ y $\lambda_3 = -9,8122$, indicando equivalente conclusión respecto a la concavidad de la función.

*bootstrap*¹⁵.

El límite inferior del intervalo de confianza para la media del primer autovalor es de -0.33, mientras que el límite superior es de 0.66. Para la media del segundo y tercer valor propio, los límites del intervalo de confianza son [-6.54,-5.87] y [-72.28,-36.12], respectivamente. De esto, se infiere que sólo el primer autovalor no resulta estadísticamente distinto de 0, por lo que la matriz hessiana es semi-definida negativa, y por ende, la función de costos es cóncava en precios. De esta forma, la variación en el costo es proporcionalmente menor a la variación en el precio del insumo i , debido a las posibilidades de sustitución que existen.

Para la condición de monotonicidad, es decir, que la función de costos sea no decreciente en precios, se calculan los valores predichos de las participaciones de insumos a partir de los modelos de EF y EA. De la figura 2.6 se observa que, no sólo la mediana de las participaciones predichas resulta positiva, sino también, casi la totalidad de las participaciones ajustadas. De esta forma, podría inferirse que la función de costos estimada cumple con la condición de monotonicidad. Bajo el modelo de EF, se producen estimaciones negativas en un 2.23% y 3.85% de las observaciones en las participaciones ajustadas de soja y maíz, respectivamente. En el modelo de efectos aleatorios, solamente se observan valores negativos en el 5.26% de las participaciones ajustadas de maíz. Cabe destacar que, la mayor proporción de valores menores a cero en la participación ajustada de maíz, corresponden a Hungría, país que posee importaciones de maíz muy bajas respecto al total.

Figura 2.6: Valores predichos de las participaciones de insumos



¹⁵Se realizan 1000 re-muestreos y se utiliza el método del pivot para calcular el intervalo con un nivel de confianza del 95%.

Del conjunto de pruebas realizadas respecto a las propiedades tecnológicas subyacentes, se concluye que una función de costos sin restricciones en la producción, es la que mejor modela o representa la conducta de los países bajo estudio. A su vez, se infiere que la función de costos estimada cumple con las condiciones de monotonicidad y concavidad, lo que significa que satisface los supuestos de la teoría microeconómica. Por todo esto, se utiliza finalmente dicha función para calcular las distintas elasticidades precio e insumo-producto, que se presentan en la siguiente sub-sección.

2.4.3. Análisis de las Elasticidades Precio de la Demanda de Insumos

Las elasticidades precio, propias y cruzadas, de las demandas de insumos se muestran en la tabla 2.7 utilizando los coeficiente estimados a partir del modelo de EF. Respecto a las elasticidades precio propias, se observa que las demandas de harina y maíz, resultan inelásticas, con valores de -0.82 y -0.74, respectivamente. La elasticidad precio propia para la soja es mayor a 1 en valor absoluto, y a la vez, estadísticamente distinta de la unidad, por lo que se infiere que la demanda del mismo es elástica. De esta manera, la mayor sensibilidad de respuesta ante cambios en los precios del poroto de soja respecto de la harina, se explicaría por la necesidad de un proceso productivo adicional del primero sobre el segundo.

Si bien ya se observó a través de las elasticidades parciales de sustitución, el signo de todas las elasticidades precio cruzadas indica la posibilidad de sustitución entre los insumos. La demanda de harina de soja es inelástica ante variaciones en el precio del poroto de soja ($\hat{\eta}_{hg} = 0.45$), mientras que la demanda del poroto tiene una elasticidad casi unitaria respecto del precio de la harina ($\hat{\eta}_{gh} = 0.98$). Esta asimetría, responde a la tendencia de los países a implementar políticas de generación de valor agregado local, y con ello a una propensión mayor a importar porotos para producir harina. Debido a esto, existe un costo de oportunidad de tener las plantas de procesamiento operando a un nivel menor al potencial, por lo que si aumenta el precio del poroto, al importador no le convendría sustituir totalmente por harina debido a dichos costos de oportunidad.

Al mismo tiempo, la sustitución en la demanda de harina y soja es menor ante cambios en el precio del maíz, como era de esperarse.

Para el caso de las elasticidades cruzadas de la demanda de maíz, se observa que la misma es inelástica, respondiendo en un 2% y en un 4.6% ante cambios del 10% en el precio de la soja y en el precio de la harina de soja, respectivamente.

En la tabla 2.8 se muestran las elasticidades precio de la demanda de insumos calculadas a partir del modelo de EA. De la misma, se observan diferencias

Tabla 2.7: Elasticidades precio de la demanda de insumos (Efectos Fijos)

	Precio Cruzada			
	Precio Propia	p_h	p_g	p_m
Harina de Soja	-0.8240*** (0.0435)		0.4483*** (0.0384)	0.2966*** (0.0204)
Poroto de Soja	-1.3495*** (0.0883)	0.9842*** (0.0843)		0.2862*** (0.0402)
Maíz	-0.7488*** (0.0431)	0.4652*** (0.0321)	0.2045*** (0.0287)	

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

Elasticidades evaluadas en la mediana. Errores estándar entre paréntesis calculados a partir del método delta.

importantes respecto a las calculadas bajo el modelo de EF. A excepción de las elasticidades precio cruzadas entre la harina de soja y los porotos de soja, todas las elasticidades precio son superiores en magnitud. Por ejemplo, bajo ambos modelos se rechaza la hipótesis de elasticidad unitaria para la demanda de maíz, i.e. $H_0 : \hat{\eta}_{mm} = 1$, siendo inelástica bajo el modelo de EF ($\hat{\eta}_{mm} = -0.75$) y elástica a partir del modelo de EA ($\hat{\eta}_{mm} = -1.31$). Respecto a la demanda de harina de soja, ésta se revela como inelástica a partir del modelo de EF ($\hat{\eta}_{hh} = -0.82$) y de elasticidad unitaria bajo el modelo de EA ($\hat{\eta}_{hh} = -1.02$). La de porotos es mayor (en valor absoluto) para el modelo de EA y sigue siendo la más alta de los tres. Por ende, bajo EA ningún insumo se revela inelástico, en el sentido de que la demanda de cada uno de ellos responde más que proporcionalmente a cambios en los precios propios.

Tabla 2.8: Elasticidades precio de la demanda de insumos (Efectos Aleatorios)

	Precio Cruzada			
	Precio Propia	p_h	p_g	p_m
Harina de Soja	-1.0185*** (0.0453)		0.4439*** (0.0388)	0.4955*** (0.0225)
Porotos de Soja	-1.6998*** (0.0879)	0.9745*** (0.0853)		0.6462*** (0.0407)
Maíz	-1.3180*** (0.0457)	0.7772*** (0.0353)	0.4617*** (0.0291)	

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

Elasticidades evaluadas en la mediana. Errores estándar entre paréntesis calculados a partir del método delta.

Los antecedentes relevados respecto al análisis de la demanda de harina de soja, con los cuales puede establecerse una comparación y discusión de los resultados obtenidos aquí, siguen principalmente un enfoque empírico. Entre ellos, Uri y Hyberg (1994), estiman la demanda de exportación de soja, harina y acei-

te estadounidense para el período 1950-1992, incluyendo al maíz como sustituto en las ecuaciones de las primeras¹⁶. La elasticidad precio propia calculada es de -0.41 y -0.39, para la soja y harina, respectivamente. A diferencia de lo obtenido en el presente capítulo, las demandas de soja y harina se revelan insensibles a las variaciones en el precio del maíz. Sin embargo, los autores esgrimen que la falta de significatividad estadística de las elasticidades precio cruzadas puede estar explicada por la existencia de colinealidad entre los precios de los productos. También, bajo este marco de análisis, Saghaian (2017) realiza una estimación de la demanda de exportación de soja y maíz estadounidense por parte de China, Japón, la Unión Europea y México, agrupándolos en un panel y aplicando efectos aleatorios. Entre las variables regresoras utiliza los precios de la soja y el maíz, el producto bruto interno de los destinos, el *stock* de cerdo y pollo y el tipo de cambio real. Para el período 1980-2012 encuentra una relación de sustitución entre el maíz y la soja, relación directa entre el *stock* de pollo y la cantidad demandada de maíz, como así también, entre el *stock* de cerdo y la cantidad demandada de soja. Sin embargo, el valor hallado de la mayoría de las elasticidades es muy superior a lo esperado en términos teóricos.

A partir de un modelo de equilibrio parcial¹⁷ Meilke y Wensley (1998) y Meilke, Wensley y Cluff (2001) analizan el mercado internacional de oleaginosas durante el período 1981-1995. En el mismo, estiman la demanda de harina, que agrupa a la de soja, colza y girasol, en función del precio propio de este bien compuesto, y del precio de los cereales, donde se incluye al maíz y al trigo, para diferentes países y conjunto de países. La elasticidad precio propia de la demanda de harinas es de -0.25 para la Unión Europea-15, -0.20 para Japón, -0.42 para México y -0.25 para un conjunto de países agrupados en Resto del Mundo (ROW), indicando en todos los casos una demanda inelástica para la harina, lo que se corresponde con lo obtenido aquí para la demanda de harina de soja específicamente. Comparativamente, la mayor elasticidad de la demanda de harina de soja ($|\hat{\eta}_{hh}| = 0.82$), podría estar explicado por la incorporación de la soja como sustituto en el modelo, como así también, y directamente relacionado con esto, con la mayor capacidad de procesamiento que han ido adquiriendo los países a través del tiempo. Por otra parte, la elasticidad respecto al precio de los cereales es de 0.15, 0.38 y -0.21 para Japón, México y ROW, respectivamente, y nula para la UE-15. La demanda de harina aparece como insensible al precio del trigo para la UE-15, Japón y México, no así para el agregado ROW donde el valor es de 0.48. Si bien el período bajo estudio, como el bien analizado, no son equivalentes a los considerados en el presente capítulo, las elasticidades reportadas por estos autores

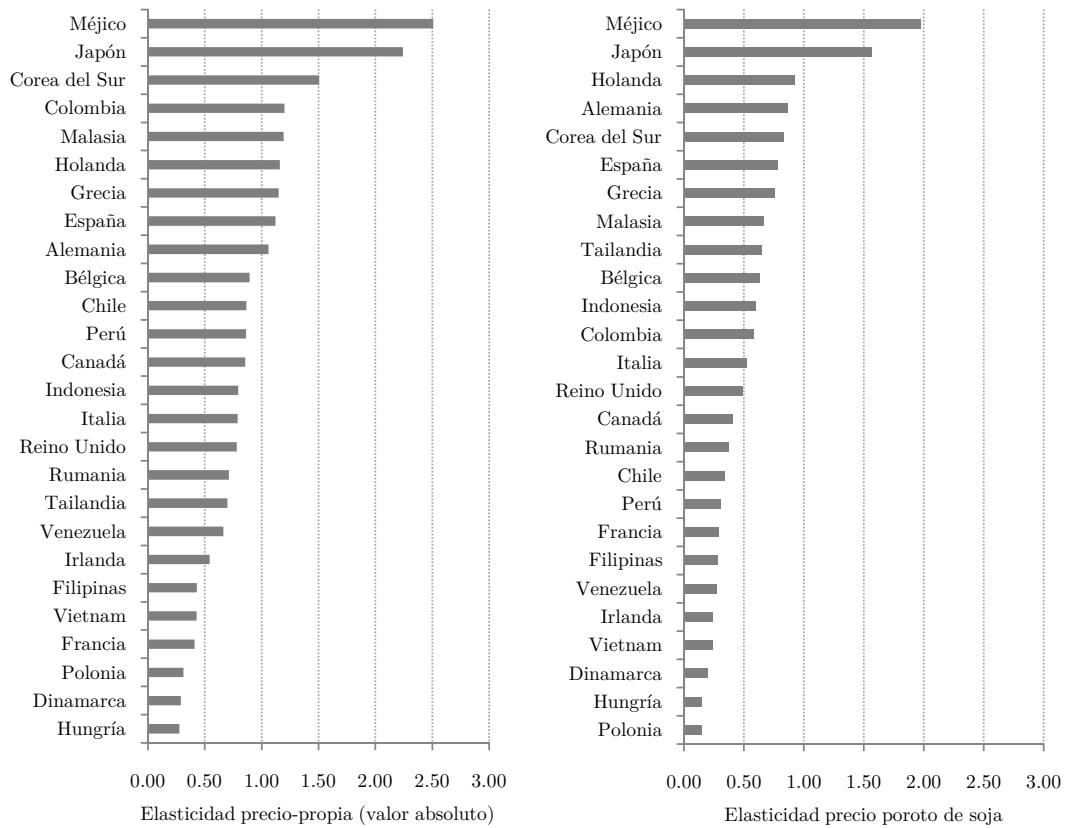
¹⁶Las mismas son estimadas individualmente, i.e. no a partir de un sistema.

¹⁷OECD AGLINK (1996).

indican la posibilidad que poseen algunos países de sustituir la harina por cereales, conclusiones coincidentes con lo aquí encontrado.

Una de las hipótesis más importantes que guían el presente capítulo, consiste en la existencia de una relación de sustitución, si bien de manera indirecta, entre la harina de soja importada y la harina producida internamente a partir del procesamiento de los porotos importados, relación captada a través de las elasticidades estimadas. Esto último puede profundizarse al analizar el comportamiento de la demanda de harina de soja para cada uno de los 26 países bajo estudio, teniendo en cuenta que, si bien los parámetros estimados de la función de costos son equivalentes para todos los países, las elasticidades precio estimadas varían en función de las participaciones que presenten los mismos. Las elasticidades precio propia y cruzada respecto al precio de la soja se muestran en la figura 2.7.

Figura 2.7: Elasticidades de la demanda de Harina de Soja por país



De la misma, se observa cierta correspondencia entre el valor de la elasticidad precio propia y la elasticidad precio respecto a la soja, como puede apreciarse a partir del ordenamiento de los países. En este sentido, mientras más elástica es la demanda de harina de soja, mayor es la elasticidad precio cruzada respecto al poroto de la oleaginosa. Si bien esta asociación se debe en parte a la forma de cálculo de dichas elasticidades, el ordenamiento que surge a partir de las mismas

no es equivalente, desprendiéndose de esto interpretaciones importantes respecto a la relación harina-poroto de soja.

Como puede observarse de la figura 2.7, Méjico y Japón se diferencian del resto de los países, ya que presentan una demanda de harina de soja marcadamente elástica, como así también, una elasticidad precio cruzada respecto a la soja superior a la unidad. Estos países se caracterizan por poseer una elevada capacidad de procesamiento o molienda, y por tanto, de producción local de harina de soja. Por ende, son países cuyo requerimiento de proteína para la producción de carnes, es abastecido principalmente por las importaciones de porotos de soja, indicando una mayor dependencia externa por éstos, en comparación con las importaciones de harina.

Por otra parte, y a manera de ejemplo, si se compara la demanda de harina entre Colombia y Holanda, se observa que la elasticidad precio propia es de -1.20 y -1.15, respectivamente, lo que indica una respuesta similar por parte de ambos países. Sin embargo, la elasticidad precio cruzada de Colombia respecto al precio de la soja es de 0.58, mientras que para Holanda es de 0.92. Dada la mayor posibilidad de sustitución que posee Holanda respecto a Colombia, en función de su capacidad de molienda doméstica, el precio de la soja posee un mayor efecto sobre la demanda de harina importada del primero. De igual forma, Tailandia y Venezuela son dos países que muestran una demanda inelástica de harina de soja, $|\hat{\eta}_{hh}| = 0.69$ y $|\hat{\eta}_{hh}| = 0.66$, respectivamente, lo que indica una mayor dependencia de este insumo, comparados con Holanda y Colombia. Pero al comparar las elasticidades cruzadas, se observa que para Tailandia, la respuesta de la demanda de harina ante cambios en el precio de la soja más que duplica a la de Venezuela ($|\hat{\eta}_{hg}| = 0.64$ y $|\hat{\eta}_{hg}| = 0.27$).

2.4.4. Análisis de las Elasticidades Insumo-Producto

En la tabla 2.9 se muestran las elasticidades de la demanda de insumos respecto a la producción de carnes evaluadas en la mediana, junto con sus errores estándar obtenidos mediante el método delta. Las mismas están calculadas a partir del estimador de efectos fijos. De acuerdo a los resultados, un incremento del 10% en la producción de carne porcina, en promedio, aumenta las cantidades importadas de harina de soja, porotos de soja y maíz, en un 8.2%, 7.3% y 7%, respectivamente. De igual forma, un crecimiento del 10% en la producción de pollo, requiere de un incremento del 7.8%, 3.3% y 7.8% en las importaciones de harina, soja y maíz, respectivamente. Por último, sólo las demandas de harina y soja responden a las variaciones en la producción de carne bovina, siendo menor el efecto sobre la demanda de la primera.

Tabla 2.9: Elasticidades insumo-producto (Efectos Fijos)

	Carne Porcina	Carne de Pollo	Carne Bovina
Harina de soja	0.8208*** (0.0859)	0.7880*** (0.0664)	0.1725** (0.0718)
Poroto de Soja	0.7360*** (0.1301)	0.3338*** (0.1071)	0.3326*** (0.1050)
Maíz	0.7073*** (0.1227)	0.7889*** (0.0964)	0.0618 (0.0946)

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

Elasticidades evaluadas en la mediana. Errores estándar entre paréntesis calculados a partir del método delta.

Al utilizar el estimador de Efectos Aleatorios para calcular las elasticidades de la demanda de insumos respecto a la producción de carnes, se observan algunas diferencias importantes. De la tabla 2.10 se observa que la demanda de soja es la de mayor elasticidad respecto a la producción de cerdo. Por su parte, la producción de pollo repercute más fuertemente sobre la demanda de harina de soja. Contrariamente a lo calculado a partir del modelo de efectos fijos, la demanda de harina de soja no depende de la producción de carne bovina, mientras que la demanda de maíz resulta ser inelástica.

Tabla 2.10: Elasticidades insumo-producto (Efectos Aleatorios)

	Carne Porcina	Carne de Pollo	Carne Bovina
Harina de soja	0.7042*** (0.0766)	0.9862*** (0.0628)	0.0248 (0.0637)
Poroto de Soja	0.9091*** (0.1181)	0.4662*** (0.1019)	0.1815* (0.0976)
Maíz	0.4849*** (0.1056)	0.7616*** (0.0896)	0.1734** (0.0842)

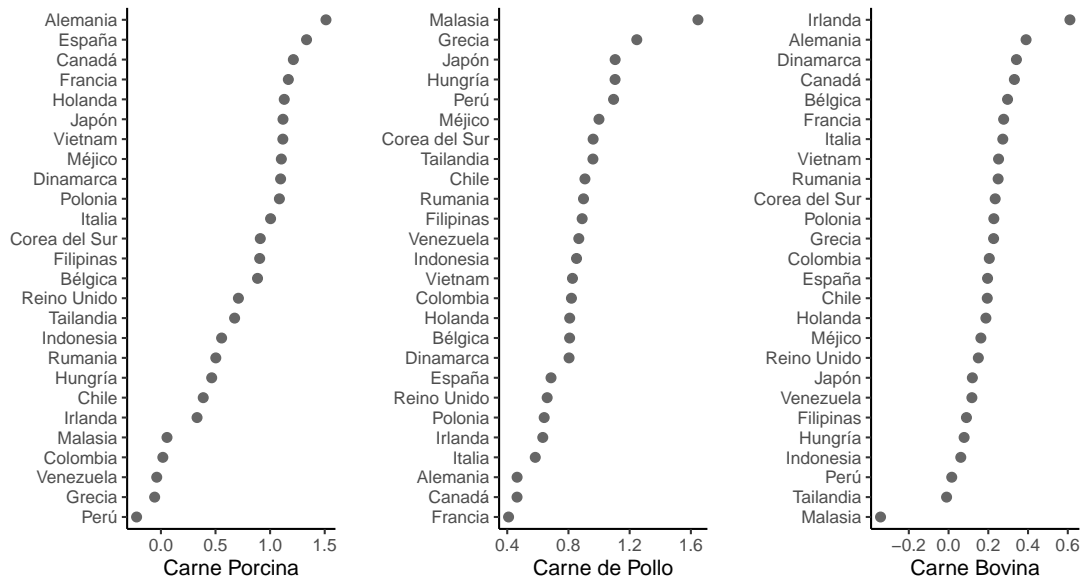
Nota: *** p -valor < 0.01; ** p -valor < 0.05; * p -valor < 0.1

Elasticidades evaluadas en la mediana. Errores estándar entre paréntesis calculados a partir del método delta.

Ahora bien, tanto las elasticidades presentadas en la tabla 2.9 como en la tabla 2.10, están calculadas para un país que posee una producción mediana anual de 1 millón de toneladas de carne de cerdo, 710,000 toneladas de carne de pollo y 322,000 toneladas de carne bovina, además de considerar la mediana de las participaciones y precios relativos.

La figura 2.8 muestra la respuesta en la cantidad importada de harina de soja ante cambios en la producción de carnes para cada uno de los 26 países. Comparativamente, el efecto que posee la producción de pollo sobre la demanda de harina es superior a la del resto de las carnes, ya que la elasticidad de la misma varía entre 0.4 para Francia y 1.6 para Malasia. En el caso de la producción de

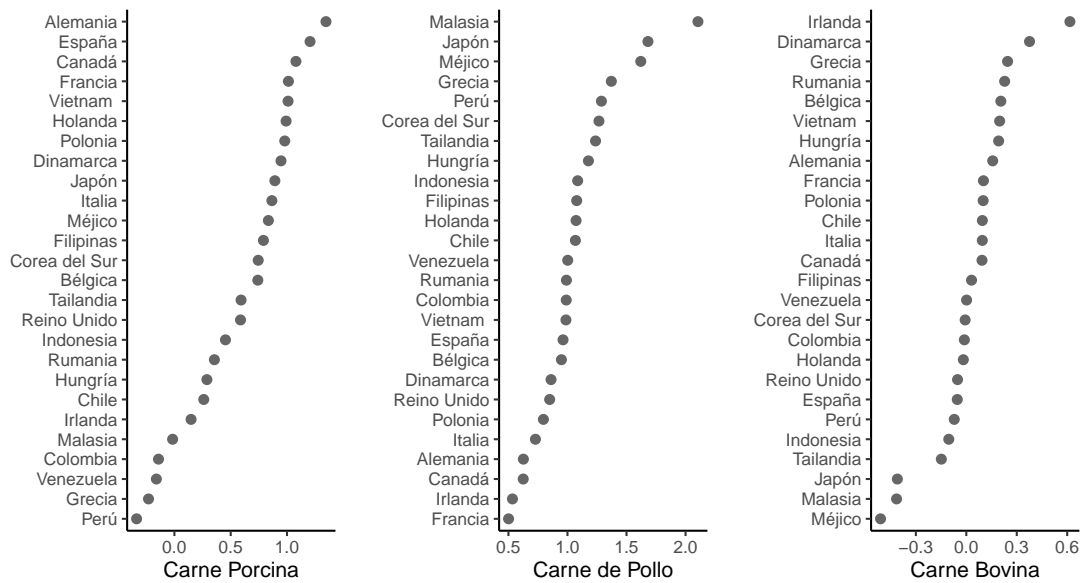
Figura 2.8: Elasticidades insumo-producto de la demanda de Harina de Soja por país (Efectos Fijos)



cerdo, Malasia, Colombia, Venezuela, Grecia y Perú, muestran una elasticidad insumo-producto cercana a cero, siendo negativa en el caso de Perú. Respecto a la producción de carne bovina, todas las elasticidades son inferiores a 0.4, a excepción de Irlanda cuyo valor asciende a 0.61, y se observa una elasticidad de -0.34 para Malasia. De ésto, se infiere el rol preponderante que ha tenido la producción de pollo, en función de su dinamismo y el mayor consumo de harina de soja que requiere. Cabe señalar además, que el hecho de observar elasticidades insumo-producto inferiores a cero, no implica inconsistencia con la hipótesis de minimización del costo (Silberberg & Suen, 2001).

Existe un efecto escala que repercute significativamente en las elasticidades reveladas, y que explica en parte la diferencia observada entre las mismas. Otro elemento importante que se desprende de la comparación de las elasticidades insumo-producto por país, es la relevancia que posee la producción relativa de carnes, y no sólo el volumen de las mismas. Por ejemplo, Irlanda produjo en promedio 600,000 toneladas por año de carne bovina, más del doble de la producción de cerdo, y muy superior a las 82,000 toneladas anuales de carne de pollo. Dada esta composición, si bien la producción bovina requiere menores cantidades de harina de soja, ha tenido el mismo efecto que la producción de pollo sobre la importación de este insumo para este país ($\hat{\eta}_{hb} = 0.61$ y $\hat{\eta}_{ha} = 0.63$). Alemania produjo en promedio 4 millones de toneladas de carne de cerdo, 1.37 millones de carne bovina y 670,000 toneladas de carne de pollo. Dada la escala y el perfil adoptado por este país, orientado principalmente a la producción porcina, la

Figura 2.9: Elasticidades insumo-producto de la demanda de Harina de Soja por país (Efectos Aleatorios)



respuesta en la demanda de harina del mismo ante cambios en la producción de cerdo es la más alta de los 26 países considerados.

Por último, la figura 2.9 muestran las elasticidades por país calculadas a partir del estimador de efectos aleatorios. Si bien para algunos países las elasticidades difieren en comparación con las obtenidas a partir del estimador de efectos fijos, las conclusiones que se desprenden respecto a la relevancia de la escala y perfil de producción de los países son equivalentes.

2.4.5. Elasticidades Precio e Implicancias para Argentina y sus Competidores

A partir de las elasticidades precio calculadas anteriormente, puede construirse una medida del grado de competitividad o posicionamiento competitivo de los países exportadores en un mercado específico (García Arancibia, 2017). Para ello, se pondera la elasticidad precio de la demanda de harina de soja del importador, con la participación del país exportador en dicho destino. Como fuera analizado anteriormente, la capacidad que poseen los países de procesar soja importada afecta a la demanda de importaciones de harina, y por ende, el grado de competitividad de los exportadores de harina de soja. Teniendo esto en cuenta, se incorpora además, la elasticidad de la demanda de soja respecto al precio de la harina como *proxy* de la capacidad de procesamiento, siendo mayor la capaci-

dad mientras menor sea esta elasticidad¹⁸. De esta forma, se define el siguiente indicador de competitividad

$$IC_{ijt} = \omega_{ijt} \frac{\eta_{gh,i}}{|\eta_{hh,i}|},$$

donde $\omega_{ijt} = \frac{M_{ijt}}{M_{it}}$ corresponde a la participación del exportador j en las importaciones totales de harina de soja del destino i en el año t , $\eta_{hh,i}$ representa la elasticidad precio de la demanda de harina de soja del destino i y $\eta_{gh,i}$ la elasticidad precio cruzada de la demanda de soja con respecto al precio de la harina de soja. Este indicador es creciente en la participación total de harina de soja, i.e. $\frac{\partial IC_{ijt}}{\partial s_{h,i}} > 0$, y decreciente en la participación de soja, i.e. $\frac{\partial IC_{ijt}}{\partial s_{g,i}} < 0$, a través de las elasticidades precio¹⁹. Con base en lo anterior, se proponen los siguientes indicadores que difieren en la dimensión de análisis. Los mismos vienen dados por

$$IC_{ij} = \bar{\omega}_{ij} \frac{\eta_{gh,i}}{|\eta_{hh,i}|} \quad \text{donde} \quad \bar{\omega}_{ij} = \sum_{t=1}^T \frac{\omega_{ijt}}{T},$$

$$\text{y} \quad IC_{jt} = \sum_{i=1}^N \omega_{ijt} \frac{\eta_{gh,i}}{|\eta_{hh,i}|}.$$

El primero, permite analizar el posicionamiento promedio de los exportadores en cada uno de los mercados de destino, mientras que el segundo representa una medida global de posicionamiento durante el período bajo estudio. Los resultados del índice IC_{ij} se muestran en la tabla 2.11.

De manera general, se observa que Argentina está mejor posicionada que sus competidores en 12 de los 26 destinos. De estos 12 mercados, se destacan Polonia y Dinamarca, donde la participación de Argentina se refuerza por la escasa producción doméstica de harina de soja y una demanda de harina importada marcadamente inelástica. Contrariamente a lo anterior, en los casos de España, Grecia, Italia y Malasia, donde Argentina mantiene una participación promedio del 70 %, su posicionamiento competitivo se ve contrarrestado por una demanda más elástica, y por la mayor posibilidad de sustitución de harina de soja importada por harina producida domésticamente.

Brasil por su parte, mantiene una posición de liderazgo en 8 de los 26 mercados, destacándose en Hungría y Francia, países con una elevada dependencia de las importaciones de harina de soja. En el caso de Estados Unidos, el indicador

¹⁸Podría utilizarse también como variable *proxy* la elasticidad de la demanda de harina de soja respecto al precio del poroto de soja. Sin embargo, aquí se busca remarcar la conducta de los importadores ante variaciones en el precio de la harina de soja, y la influencia de esta conducta sobre el posicionamiento de los exportadores de harina.

¹⁹Estas propiedades, en el marco de una función de costos translogarítmica, se demuestran en el Apéndice B.

de posicionamiento competitivo es superior al de Argentina y Brasil en 6 de los 26 importadores. De éstos, cabe destacar a Japón y Méjico. Respecto al primero, el bajo posicionamiento se explica en parte por el elevado nivel de importaciones de soja que posee este país. Además, la participación conjunta de Estados Unidos, Argentina y Brasil, no supera en promedio el 50 %, por lo que se trata de un mercado con un mayor grado de competencia, en función de la proximidad a oferentes alternativos de harina de soja, como lo son India y China. En el caso de Méjico, si bien Estados Unidos explica casi la totalidad de las importaciones de harina de soja (i.e. $\bar{\omega}_{ijt} \approx 1$), producto de la cercanía y la existencia de acuerdos comerciales, la capacidad de molienda que posee Méjico reduce significativamente su posicionamiento competitivo²⁰.

Tabla 2.11: Posicionamiento competitivo de los principales exportadores de harina de soja (IC_{ij})

	Argentina	Brasil	Estados Unidos
Alemania	0.1262	0.2186	0.0088
Bélgica	0.2365	0.1903	0.0103
Canadá	0.0000	0.0019	1.3309
Chile	0.7338	0.2534	0.0859
Colombia	0.2032	0.0262	0.2512
Corea del Sur	0.0767	0.2206	0.0331
Dinamarca	5.1006	1.5027	0.2325
España	0.3432	0.1270	0.0173
Filipinas	1.3479	0.0914	1.6620
Francia	0.3919	2.6224	0.0557
Grecia	0.3443	0.0741	0.0317
Holanda	0.1839	0.1850	0.0074
Hungría	0.2582	8.0907	0.3468
Indonesia	0.3340	0.2097	0.1192
Irlanda	1.6544	0.7994	1.0646
Italia	0.7485	0.1919	0.0339
Japón	0.0060	0.0265	0.0531
Malasia	0.4449	0.0215	0.0200
Méjico	0.0000	0.0000	0.1180
Perú	0.7475	0.0261	0.4928
Polonia	12.0038	3.8756	1.1364
Reino Unido	0.3038	0.4127	0.0694
Rumania	0.5662	0.8107	0.1486
Tailandia	0.3890	0.4221	0.0853
Venezuela	0.1855	0.0584	1.2075
Vietnam	1.4349	0.1832	0.1549

Los resultados del indicador IC_{jt} para Argentina, Brasil y Estados Unidos du-

²⁰La influencia de la proximidad y existencia de acuerdos comerciales sobre el comercio de harina de soja se analiza en el capítulo 3.

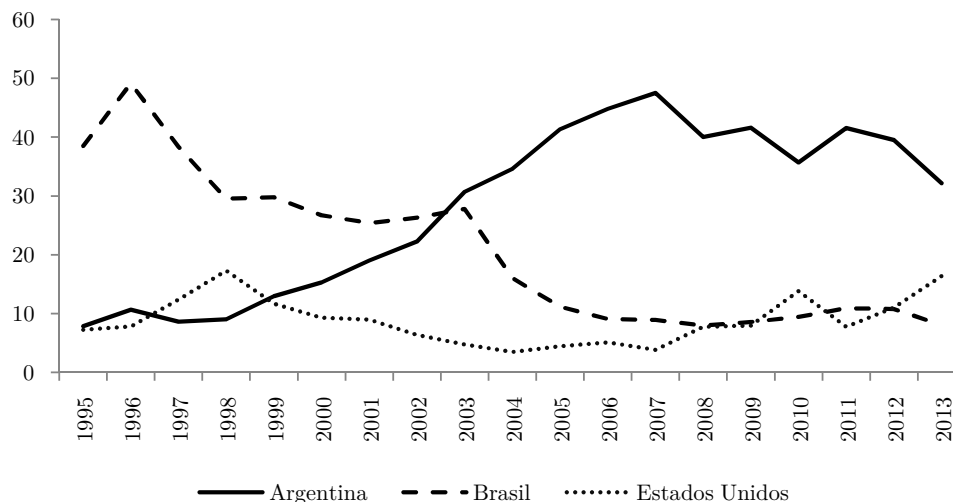
rante el período 1995-2013 se muestran en la figura 2.10. De la misma, se observa que Argentina ha incrementado de manera sostenida su posicionamiento competitivo promedio hasta el año 2007, mientras que Brasil revela lo contrario. Por su parte, Estados Unidos presenta una tendencia levemente decreciente hasta el año 2007. De ésto, puede inferirse que hasta dicho año, el crecimiento del desempeño de Argentina en estos 26 países se ha dado a expensas de un deterioro en el posicionamiento de Brasil. Sin embargo, a partir del año 2007, Brasil mantiene un posicionamiento relativamente estable, a su vez que Argentina y Estados Unidos muestran un comportamiento opuesto²¹. Por ende, la “competencia” o disputa de estos mercados a partir del año 2007, se ha dado principalmente entre Argentina y Estados Unidos.

En el Capítulo 1 se calculó el índice de Balassa como medida del desempeño competitivo de Argentina en el mercado internacional de harina de soja. El indicador IC_{jt} propuesto aquí, puede compararse con dicho índice para cada país exportador teniendo en cuenta dos dimensiones: i) *consistencia cardinal*, que implica revelar un “grado” de desempeño para cada año que se computa, de acuerdo al valor específico que asume el indicador, y ii) *consistencia ordinal*, que implica establecer un ranking desde aquellos años en los que el desempeño es mayor, hacia los años con menor desempeño (Depetris Guiguet, García Arancibia & Rossini, 2010). La consistencia cardinal se evalúa mediante el coeficiente de Pearson, y el coeficiente de Spearman se utiliza para evaluar la consistencia ordinal. Para Argentina, estos coeficientes son de 0.84 y 0.87, respectivamente. En el caso de Brasil, los coeficientes de Pearson y Spearman son de 0.88 y 0.79, mientras que para Estados Unidos ascienden a 0.70 y 0.71, respectivamente.

De esta forma, la coincidencia entre el índice de Balassa y el indicador IC_{jt} resulta elevada, especialmente para Argentina, aún cuando el índice IC_{jt} no considere la totalidad de países importadores. Esta consistencia en el tiempo puede explicarse en parte por la construcción de ambos indicadores. En primer lugar, la media de las participaciones del exportador j en los i mercados —componente del indicador IC_{jt} — se aproxima a la participación de j en las exportaciones mundiales de harina de soja —componente del índice de Balassa—, i.e. $\sum_{i=1}^N \frac{\omega_{ijt}}{N} \approx \frac{X_{jt}^{Harina}}{X_t^{Harina}}$. En segundo lugar, las elasticidades de la demanda de harina de soja utilizadas en el cálculo del indicador IC_{jt} no varían en t .

Sin embargo, si se comparan los indicadores entre países exportadores, ya sea en forma cardinal u ordinal, las diferencias son sustanciales. A partir del índice de Balassa, Argentina revela un desempeño marcadamente superior a Brasil y Estados Unidos durante todo el período, lo cual no se corresponde con los

²¹El coeficiente de correlación entre los indicadores de Argentina y Estados Unidos es de -0.97 durante el período 2007-2013.

Figura 2.10: Posicionamiento competitivo de los principales exportadores de harina de soja (IC_{jt})

resultados obtenidos mediante el índice IC_{jt} ²². Como puede observarse a través de la figura 2.10, Brasil mantuvo un mejor posicionamiento que Argentina hasta el año 2002. De esta forma, el indicador propuesto implica una mejor aproximación al posicionamiento de los países exportadores en el mercado internacional de harina de soja, al incorporar mayor información respecto a las características de la demanda de los países importadores. Por su parte, el índice de Balassa refleja de mejor forma el grado de especialización de los países exportadores, al tener en cuenta el peso de los mismos en las exportaciones mundiales de bienes.

2.5. Síntesis del Capítulo

En el presente capítulo se desarrolló un modelo bajo el enfoque dual, para estimar las elasticidades precio e insumo-producto de la demanda de importaciones de harina de soja. En la sección 2.2 se obtuvo en primer lugar, un sistema conformado por una ecuación de costos y dos ecuaciones de participación. La especificación del modelo econométrico y las diferentes pruebas para validar el mismo en el marco de datos en panel se desarrollaron en la sección 3.3. En la sección 3.5, se presentaron en primer lugar los resultados de las distintas pruebas econométricas y luego se analizaron las propiedades de la función translogarítmica de costos. Las elasticidades precio fueron analizadas en la subsección 2.4.3. En promedio, las demandas de harina de soja y maíz resultaron inelásticas con respecto a su precio, mientras que la demanda de soja resultó elástica. Del análisis por país, se observó que las elasticidades de la demanda de harina de soja difieren

²²La media del índice de Balassa para el período 1995-2013 es de 80, 25 y 1.5, para Argentina, Brasil y Estados Unidos, respectivamente.

en función de la capacidad que tienen los países importadores de sustituirla por harina de soja producida internamente. De esta manera, se verifica una de las hipótesis centrales planteadas en la presente investigación, esto es, que la capacidad de molienda de soja de los países afecta negativamente las importaciones de harina. En la subsección 2.4.4 se presentaron las elasticidades insumo-producto calculadas, a partir de las cuales, se destacó la relevancia de la producción de carne de pollo y cerdo como determinante de la demanda de harina de soja, como así también, la importancia del perfil productivo del país importador. Por último, en la subsección 2.4.5 se utilizaron las elasticidades precio calculadas para construir un indicador de posicionamiento competitivo de los principales países exportadores de harina de soja. Este indicador tiene la ventaja de contemplar la capacidad de sustitución de harina importada por harina producida internamente. En función del mismo, se observó que Argentina, comparada con Brasil y Estados Unidos, incrementó su posicionamiento general en los 26 países seleccionados como los principales importadores de harina de soja, particularmente hasta el año 2007. A partir del año 2008, se observó una mayor competencia entre Argentina y Estados Unidos en dichos mercados.

Capítulo 3

Comercio de Harina de Soja: Un Modelo Gravitacional con Efectos Fijos Multidimensionales

3.1. 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 ese campo, 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. Gracias a su consistencia con la teoría microeconómica, y su relativa facilidad de implementación, se extendió rápidamente en el campo empírico (Head & Mayer, 2014).

El presente capítulo busca complementar al anterior, mediante el análisis de aquellos factores naturales, culturales y de política de comercio, que repercuten sobre el mercado internacional de harina de soja. Para ello se utiliza, en el marco de los modelos gravitacionales, el enfoque desarrollado por Anderson y van Wincoop (2003) a partir de una estructura de demanda CES (*Constant Elasticity Substitution*) bajo la hipótesis de Armington¹. Si bien se inscribe dentro de los modelos estructurales, permite cierta flexibilidad en torno a la inclusión de variables institucionales y de política comercial. Específicamente, se busca conocer las elasticidades del comercio de harina de soja respecto a las principales variables gravitacionales.

Para estimar las respectivas elasticidades, se escoge un modelo econométrico

¹La hipótesis de Armington postula que un bien homogéneo importado desde diferentes países debe ser considerado como diferenciado por el mero hecho de provenir de distintos orígenes (*Source differentiated*) (Armington, 1969).

con múltiples efectos fijos, necesarios para controlar las distintas fuentes de heterogeneidad no observada, y evitar entonces, problemas de inconsistencia y sesgo en los estimadores.

La estructura de este capítulo se describe a continuación. En la siguiente sección se presenta y desarrolla el modelo gravitacional de comercio de acuerdo al enfoque de Anderson y van Wincoop (2003). La estrategia empírica adoptada se desarrolla en la sección 3.3. En la misma, se presenta en primer lugar el modelo econométrico y las variables que se incorporan para explicar los flujos comerciales de harina de soja. Además, se desarrolla el método de estimación del modelo econométrico, como así también, la fuente de los datos y la construcción de las variables. La sección 3.4 se dedica a la descripción de las variables utilizadas en la estimación de los distintos modelos econométricos. Los resultados se analizan en la sección 3.5. Por último, en la sección 3.6 se sintetizan las principales conclusiones del capítulo.

3.2. Modelo Gravitacional de Comercio

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 y las 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 (Head & Mayer, 2014).

Desde el punto de vista teórico, Anderson (1979) y Anderson y van Wincoop (2003) utilizan una estructura de demanda CES bajo la hipótesis de Armington, para derivar el modelo gravitacional del lado de la demanda. Por su parte, bajo competencia monopolística, Krugman (1979, 1980) y Bergstrand (1985, 1989) ofrecen fundamentos microeconómicos del lado de la oferta. En esta línea se inscriben también el modelo ricardiano de Eaton y Kortum (2002) y el modelo de Melitz (2003), que relaja el supuesto de homogeneidad entre las firmas. Sin embargo, como demuestran Baier, Kerr y Yotov (2017), a partir de todos ellos se arriba a representaciones similares del sistema gravitacional estructural.

Existe una innumerable cantidad de antecedentes en este campo, tanto a nivel agregado como para sectores o bienes en particular. A nivel desagregado, el modelo gravitacional ha sido aplicado generalmente siguiendo un enfoque empírico. Pueden señalarse por ejemplo, aplicaciones al comercio internacional de frutas y verduras (Cardamone, 2011; Karemera, Rienstra-Munnicha & Onyeocha, 2009; Karemera, Whiteside & Smalls, 2017), vinos (Dal Bianco, Boatto, Caracciolo &

Santeramo, 2016; Dal Bianco, Estrella-Orrego, Boatto & Gennari, 2017; Dascal, Mattas & Tzouvelekas, 2002), carnes (Koo, Karemera & Taylor, 1993), leche en polvo (García Arancibia, Coronel, Depetris Guiguet & Vicentin Masaro, 2018), productos alimenticios del mar (Natale, Borrello & Motova, 2015) y productos agropecuarios y agroalimentos en general (Arita, Mitchell & Beckman, 2015; Freitas de Campos & Schneider Braun, 2017; Jayasinghe & Sarker, 2008). Dentro de los antecedentes más cercanos a la problemática analizada en este capítulo, por el tipo de bien y el enfoque adoptado, cabe citar los trabajos de Da Silva Oliveira (2016) y Yao y Hillberry (2018).

Da Silva Oliveira (2016) analiza el efecto que han tenido las distintas estrategias de adopción de técnicas de modificación genética por parte de los países productores y exportadores (*brecha tecnológica*), y el desigual grado de aceptación de esta tecnología por parte de los países importadores (*brecha de demanda*), sobre el comercio internacional de la soja. Dado que el interés de este autor recae sobre factores relacionados a la oferta, como las diferencias tecnológicas de producción, el enfoque teórico se basa en los modelos de Eaton y Kortum (2002), Melitz (2003) y Helmpán, Melitz y Rubestein (2008). Por su parte, Yao y Hillberry (2018), centrándose en la demanda, proponen una función CES anidada que permite estimar la elasticidad de sustitución entre las variedades de soja genéticamente modificadas y no modificadas, y las elasticidades de sustitución al interior de cada variedad. La sustitución entre soja modificada y no modificada resulta relativamente baja, indicando que se trata de segmentos de mercado diferentes. Por un lado, la soja tradicional es demandada para la elaboración de alimentos de consumo directo. La soja modificada genéticamente por su parte, se demanda para procesarla y utilizarla luego, principalmente como insumo en la producción de carnes. En función de estas investigaciones, esta problemática no ha alcanzado —al menos todavía— al comercio internacional de harina de soja².

Dado que se analiza el comercio de un bien específico, como la harina de soja en este caso, el modelo teórico propuesto debe permitir la desagregación de los flujos de comercio. Precisamente, una de las propiedades de los modelos CES-Armington, es la de separabilidad, por lo que las decisiones de producción y gasto, son independientes de la asignación bilateral de comercio (Anderson & van Wincoop, 2004). De esta forma, los países deciden en primer lugar tanto el volumen de producción como el gasto, y luego la asignación de éstos entre los diferentes países, lo que permite en última instancia, el análisis de los intercambios

²En línea con esta hipótesis, la Unión Europea no exige para productos como la carne, lácteos y huevos, que se etiqueten aquellos que se producen utilizando soja genéticamente modificada (Da Silva Oliveira, 2016). Por otro lado, como se observó en el capítulo 2, en varios de los países europeos con una posición contraria a la alteración genética, Argentina —cuya producción se basa casi exclusivamente en soja transgénica— mantiene una participación elevada.

bilaterales a nivel sectorial o de un bien particular.

Por lo tanto, en función de lo anterior, se escoge y desarrolla en esta sección, el modelo teórico de Anderson y van Wincoop (2003)³. En este marco, una vez que los países deciden el gasto a realizar en la importación de harina de soja, se enfrentan al siguiente problema de maximización

$$\max_{\mathbf{x}_{jt}} U(\mathbf{x}_{jt}) = \left(\sum_i x_{ijt}^\rho \right)^{\frac{1}{\rho}} \quad \text{s.a.} \quad G_{jt} = \sum_i p_{ijt} x_{ijt}, \quad (3.1)$$

donde $\mathbf{x}_{jt}^T = (x_{1jt}, x_{2jt}, \dots, x_{Njt})$ representa el vector de cantidades que se intercambian entre el país importador j y los N países exportadores en el período t , G_{jt} el gasto total en harina de soja por parte del país j en el período t , p_{ijt} representa el precio de importación de harina de soja del país j respecto al exportador i en el período t y ρ el parámetro de la función de utilidad CES.

A partir de las condiciones de primer orden del problema (3.1), se obtienen las demandas marshallianas de harina de soja del importador j . La demanda de harina de soja respecto al origen i , expresada en valor, viene dada por

$$T_{ijt} = \left(\frac{p_{ijt}}{P_{jt}} \right)^{\frac{\rho}{\rho-1}} G_{jt} \quad \text{donde} \quad P_{jt} = \left(\sum_i p_{ijt}^{\frac{\rho}{\rho-1}} \right)^{\frac{\rho-1}{\rho}}, \quad (3.2)$$

siendo $T_{ijt} = p_{ijt} x_{ijt}$. Teniendo en cuenta que $\rho = \frac{\sigma-1}{\sigma}$, siendo σ la elasticidad de sustitución entre las i variedades u orígenes, el flujo bilateral T_{ijt} puede re-expresarse en términos de σ de la siguiente forma

$$T_{ijt} = \left(\frac{p_{ijt}}{P_{jt}} \right)^{1-\sigma} G_{jt}, \quad (3.3)$$

donde ahora el índice de precios CES viene dado por

$$P_{jt} = \left(\sum_i p_{ijt}^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (3.4)$$

Bajo el supuesto de costos tipo *iceberg*, el precio de importación p_{ijt} es equivalente a $p_{it}\phi_{ijt}$, donde p_{it} representa el precio de fábrica en el país i y ϕ_{ijt} el costo de transacción bilateral entre los países i y j ⁴. Este último, contempla el efecto de los costos de transporte, las políticas comerciales, la distancia, el lenguaje y cualquier otro determinante del flujo comercial entre el exportador i y el impor-

³Larch y Yotov (2016) demuestran a nivel sectorial la equivalencia entre los sistemas que surgen del lado de la demanda y de la oferta, por lo que la separabilidad es una propiedad general de los modelos estructurales (Piermartini & Yotov, 2016).

⁴El supuesto de costos tipo *iceberg* implica que para enviar x unidades de un bien del país i al país j se necesitan transportar $\phi_{ij}x$ unidades, por lo que una fracción $\frac{\phi_{ij}-1}{\phi_{ij}}$ se “derrite” en el trayecto (Bosker & Buringh, 2018).

tador j , por lo que puede ser entendido como un término de resistencia bilateral. El mismo puede expresarse formalmente como

$$\phi_{ijt} = \prod_k z_{ijt,k}^{\psi_k} \prod_l w_{ij,l}^{\xi_l}, \quad (3.5)$$

donde $z_{ijt,k}$ corresponde a la k variable observable y $w_{ij,l}$ a la l variable t -invariante observable, utilizadas para aproximar los costos de transacción, mientras que ψ_k y ξ_l representan las respectivas elasticidades, i.e. $\frac{\partial \ln \phi_{ijt}}{\partial \ln z_{ijt,k}} = \psi_k$ y $\frac{\partial \ln \phi_{ijt}}{\partial \ln w_{ij,l}} = \xi_l$. Incorporando los costos de transacción, la ecuación (3.3) queda expresada de la siguiente manera

$$T_{ijt} = p_{it}^{1-\sigma} \left(\frac{\phi_{ijt}}{P_{jt}} \right)^{1-\sigma} G_{jt}. \quad (3.6)$$

Sea Y_{it} el valor producido de harina de soja en el país i en el período t , y teniendo en cuenta la condición de vaciamiento o equilibrio del mercado, debe cumplirse que

$$Y_{it} = \sum_j T_{ijt} = p_{it}^{1-\sigma} \sum_j \left(\frac{\phi_{ijt}}{P_{jt}} \right)^{1-\sigma} G_{jt}, \quad (3.7)$$

que contempla también el valor destinado al mercado interno, i.e. T_{ii} , todo expresado en una misma moneda. Reordenando los términos en (3.7) se obtiene

$$p_{it}^{1-\sigma} = \frac{Y_{it}}{\Pi_{it}^{1-\sigma}} \quad (3.8)$$

$$\text{donde } \Pi_{it} = \left[\sum_j \left(\frac{\phi_{ijt}}{P_{jt}} \right)^{1-\sigma} G_{jt} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3.9)$$

representa el término de resistencia multilateral externa (*Outward Multilateral Resistance*), que da cuenta de la facilidad de acceso a los mercados por parte del exportador i . Análogamente, si se reemplaza $p_{ijt}^{1-\sigma}$ por $(p_{it}\phi_{ijt})^{1-\sigma}$ en el índice de precios CES (3.4), teniendo en cuenta que $p_{it}^{1-\sigma} = \frac{Y_{it}}{\Pi_{it}^{1-\sigma}}$, se obtiene

$$P_{jt} = \left[\sum_i \left(\frac{\phi_{ijt}}{\Pi_{it}} \right)^{1-\sigma} Y_{it} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}, \quad (3.10)$$

que representa el término de resistencia multilateral interna (*Inward Multilateral Resistance*), el cual refleja la facilidad de acceso a los mercados que posee el importador j . Finalmente, incorporando (3.8) en (3.6), la ecuación gravitacional de los flujos comerciales de harina de soja se expresa de la siguiente forma

$$T_{ijt} = Y_{it}G_{jt} \left(\frac{\phi_{ijt}}{\prod_{it}P_{jt}} \right)^{1-\sigma}, \quad (3.11)$$

que conjuntamente con (3.9) y (3.10) conforman el sistema gravitacional estructural. A partir de (3.11) se observa que el flujo comercial —representado por el valor CIF (*Cost, Insurance and Freight*)— depende de manera directa del valor de la producción total de harina de soja en el país i , del valor total de las importaciones de harina de soja del país j , e inversamente del costo de transacción bilateral ϕ_{ijt} ya que $\sigma > 1$. También se desprende que, un incremento de los términos de resistencia multilateral afectan positivamente el flujo comercial entre el exportador i y el importador j . Por ejemplo, las ventas de harina de soja que realiza Argentina a España, se incrementarían si aumentan tanto los costos de transacción entre Argentina y el resto de sus compradores (resistencia multilateral externa), como los costos entre España y el resto de sus vendedores (resistencia multilateral interna).

Por otra parte, como se modela el comercio de un bien específico, pueden sortearse las dificultades que surgen respecto a la cuantificación de los valores de producción y exportación, necesarios para el cálculo de los flujos de comercio intra-nacionales. En los modelos agregados, ya sea a nivel sectorial o general de un país, la compatibilización de los valores de producción y exportación resulta problemática, ya que los primeros se encuentran expresados generalmente en valor agregado, mientras que los segundos en valor bruto. Adicionalmente, para el caso de la harina de soja, sólo se cuenta con estadísticas respecto a la cantidad producida internamente, no así, al valor de la misma. Por ende, resulta conveniente re-expresar la ecuación gravitacional (3.11) en términos de cantidad, lo que permite la inclusión de las cantidades destinadas al mercado doméstico. De esta forma, reemplazando en (3.11) T_{ijt} por $p_{ijt}x_{ijt}$, y Y_{it} por $p_{it}Q_{it}$ donde Q_{it} representa la producción de harina de soja, y teniendo en cuenta que $p_{ijt} = \phi_{ijt}p_{it}$, la ecuación gravitacional queda expresada en términos de cantidades de la siguiente manera

$$x_{ijt} = Q_{it}G_{jt} \left(\frac{1}{\tilde{\Pi}_{it}\tilde{P}_{jt}} \right)^{1-\sigma} \phi_{ijt}^{-\sigma}, \quad (3.12)$$

siendo los términos de resistencia multilateral

$$\tilde{\Pi}_{it} = \left[\sum_j \phi_{ijt}^{-\sigma} \left(\frac{1}{P_{jt}} \right)^{1-\sigma} G_{jt} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

$$y \tilde{P}_{jt} = \left[\sum_i \phi_{ijt}^{-\sigma} \left(\frac{1}{\Pi_{it}} \right)^{1-\sigma} Q_{it} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}},$$

lo cual permite incorporar sin inconvenientes las cantidades de comercio intra-nacionales, es decir, x_{iit} . Alternativamente, puede demostrarse que se arriba a la expresión (3.12) si el modelo se desarrolla a partir de las demandas marshallianas en términos de cantidades, i.e. $x_{ijt} = p_{ijt}^{-\sigma} \left(\frac{1}{P_{jt}} \right)^{1-\sigma} G_{jt}$, en vez de valores como en (3.3).

Por último, cabe notar que la ecuación gravitacional puede expresarse también en términos del valor FOB (*Free on Board*) teniendo en cuenta que $T_{ijt}^{CIF} = \phi_{ijt} T_{ijt}^{FOB}$. Incorporando ésto en (3.11) se arriba a

$$T_{ijt}^{FOB} = Y_{it} G_{jt} \left(\frac{1}{\Pi_{it} P_{jt}} \right)^{1-\sigma} \phi_{ijt}^{-\sigma}. \quad (3.13)$$

Por lo tanto, se derivan tres especificaciones teóricas de la ecuación gravitacional, a partir de la cuales se derivan diferentes hipótesis. Ésto, permite una mayor robustez en el análisis de los resultados, como así también, un mejor aprovechamiento de los datos teniendo en cuenta la disponibilidad y calidad de los mismos. A su vez, la especificación en términos de cantidades, otorga la ventaja adicional de poder incluir el comercio intra-nacional.

3.3. Estrategia Empírica

Para estimar las elasticidades de comercio, se plantea en primer lugar la especificación econométrica del modelo gravitacional y las distintas covariables que se incorporan en el mismo. En segundo lugar se presenta de manera simplificada, el problema de inconsistencia del estimador de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) aplicado al modelo gravitacional, y luego, se desarrolla la ecuación gravitacional en el marco de los modelos lineales generalizados. Por último, se realiza una descripción de la fuente de los datos y la construcción de las variables.

3.3.1. Especificación Econométrica

Teniendo en cuenta la ecuación gravitacional, se consideran diferentes especificaciones en función de la variable dependiente utilizada —valor CIF, valor FOB y cantidad— y la inclusión del comercio intra-nacional. Además, dentro de estas variantes, se proponen dos alternativas de acuerdo a la incorporación del efecto fijo exportador-importador. La razón de esto último, radica en la posibilidad de estimar el efecto de aquellas variables *t-invariantes* habitualmente utilizadas en los modelos gravitacionales para dar cuenta de los costos de transacción bilateral,

al no incluir el efecto fijo exportador-importador. Cabe aclarar que, si bien se realiza un análisis de los efectos parciales o directos de las variables gravitacionales sobre los flujos de comercio, los mismos representan probablemente los de mayor magnitud (Yotov, Piermartini, Monteiro & Larch, 2017). Lo anterior implica que sólo se utiliza (3.11) del sistema gravitacional representado mediante (3.9), (3.10) y (3.11). De esta forma, se toman como dados los términos de resistencia multilateral, que son controlados mediante la inclusión de efectos fijos. En este sentido, la principal ventaja de utilizar efectos fijos para controlar por los términos de resistencia multilateral radica en la simpleza para obtener estimadores insesgados (Feenstra, 2004). La especificación econométrica de la ecuación gravitacional, sin incorporar el efecto exportador-importador, viene dada por

$$T_{ijt} = \exp [\alpha + \mathbf{z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \mathbf{w}_{ij}^T \boldsymbol{\gamma} + \delta_{it} + \omega_{jt}] + \varepsilon_{ijt}, \quad (3.14)$$

donde T_{ijt} denota el flujo en valor de harina de soja entre el país i y el país j en el período t , \mathbf{z}_{ijt} es un vector que incluye todas aquellas covariables con variación en i , j y t , el vector \mathbf{w}_{ij} agrupa aquellas variables t -invariantes, δ_{it} y ω_{jt} representan los efectos exportador-tiempo e importador-tiempo, necesarios para controlar por los términos de resistencia multilateral, y ε_{ijt} representa el error idiosincrático. Por su parte, $\boldsymbol{\beta}$ y $\boldsymbol{\gamma}$ representan los vectores de parámetros de interés. En correspondencia con la especificación teórica, los efectos fijos δ_{it} y ω_{jt} equivalen a

$$\begin{aligned} \delta_{it} &= \ln Y_{it} - (1 - \sigma) \ln \Pi_{it} \\ \omega_{jt} &= \ln G_{jt} - (1 - \sigma) \ln P_{jt} \end{aligned}$$

es decir, no sólo controlan los términos de resistencia multilateral, sino también las variables de escala, como lo son el gasto del importador j y el valor de la producción de harina de soja del exportador i . Bajo el modelo con cantidades como variable dependiente, estos términos son equivalentes a $\delta_{it} = \ln Q_{it} - (1 - \sigma) \ln \tilde{\Pi}_{it}$ y $\omega_{jt} = \ln G_{jt} - (1 - \sigma) \ln \tilde{P}_{jt}$, respectivamente.

Teniendo en cuenta (3.5), el término de resistencia bilateral ϕ_{ijt} en el modelo (3.11) es aproximado mediante las variables incluidas en \mathbf{z}_{ijt} y \mathbf{w}_{ij} de la siguiente forma

$$\begin{aligned} (1 - \sigma) \ln \phi_{ijt} &= \sum_k (1 - \sigma) \psi_k z_{ijt,k} + \sum_l (1 - \sigma) \xi_l w_{ij,l} = \\ &= \sum_k \beta_k z_{ijt,k} + \sum_l \gamma_l w_{ij,l} \end{aligned}$$

por lo que $\beta_k = (1 - \sigma) \psi_k$ y $\gamma_l = (1 - \sigma) \xi_l$. Por lo tanto, las elasticidades de comercio tienen en cuenta un componente estructural, dado por σ , y un componente

que refleja la relación entre los costos de transacción y las variables utilizadas para aproximar los mismos, mediante ψ_k y ξ_l . Para los modelos (3.12) y (3.13), que consideran las cantidades y el valor FOB como variables dependientes, respectivamente, el término de resistencia bilateral está dado por

$$\begin{aligned} (-\sigma) \ln \phi_{ijt} &= \sum_k (-\sigma) \psi_k z_{ijt,k} + \sum_l (-\sigma) \xi_l w_{ij,l} = \\ &= \sum_k \beta_k^* z_{ijt,k} + \sum_l \gamma_l^* w_{ij,l} \end{aligned} ,$$

donde $\beta_k^* = -\sigma \psi_k$ y $\gamma_l^* = -\sigma \xi_l$. Por ende, dados σ , ψ_k y ξ_l , se desprende que las elasticidades del comercio difieren en función de la variable dependiente. Específicamente, el efecto de las variables gravitacionales sobre el valor FOB y las cantidades resulta superior en magnitud al efecto que tienen las mismas sobre el valor CIF, ya que por hipótesis $\sigma > 1$.

Respecto a las variables observables seleccionadas para aproximar el término de resistencia bilateral, se incluyen las siguientes en el vector \mathbf{w}_{ij} :

- $\ln(\text{dist}_{ij})$: logaritmo neperiano de la distancia entre el exportador i y el importador j .
- $FRONT_{ij}$: variable binaria que toma el valor 1 si los países i y j comparten frontera, y 0 en caso contrario.
- LEN_{ij} : variable binaria que toma el valor 1 si los países i y j poseen el mismo lenguaje, y 0 en caso contrario.
- COL_{ij} : variable binaria que toma el valor 1 si los países i y j comparten lazos coloniales, y 0 en caso contrario, generalmente utilizada como *proxy* de cercanía histórica y cultural.

Por su parte, en el vector \mathbf{z}_{ijt} se incorporan las siguientes variables:

- RTA_{ijt} : variable binaria que toma el valor 1 si los países i y j poseen un acuerdo regional de comercio en el momento t , y 0 en caso contrario.
- $\ln(\text{cts}_{ijt})$: representa los costos de transporte y seguro entre el país i y el país j en el momento t .

Por otra parte, el modelo que incluye todos los efectos fijos, es decir, exportador-importador, exportador-tiempo e importador-tiempo, viene dado por

$$T_{ijt} = \exp [\alpha + \mathbf{z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \theta_{ij} + \delta_{it} + \omega_{jt}] + \varepsilon_{ijt}. \quad (3.15)$$

El término θ_{ij} , si bien impide la estimación del efecto de cualquier variable *t-invariante*, resulta necesario para controlar la posible endogeneidad de los acuerdos comerciales (Baier & Bergstrand, 2007).

La incorporación de los flujos de comercio intra-nacional, permite identificar el efecto de variables específicas de los países exportadores e importadores, aún ante la presencia de los efectos fijos δ_{it} y ω_{jt} necesarios para controlar los términos de resistencia multilateral (Heid, Larch & Yotov, 2017). Esta estrategia se utiliza en el presente capítulo para identificar el efecto de la enfermedad Encefalopatía Espongiforme Bovina (BSE), conocida popularmente como enfermedad de la “vaca loca”. La enfermedad BSE ofrece un caso interesante de análisis empírico, dado el efecto ambiguo que puede producir la misma sobre la demanda de harina de soja. Por un lado, posee un efecto positivo o directo, en función de la sustitución que se produce entre harina de carne y huesos y harina de soja. Sin embargo, la aparición de esta enfermedad produce un “shock” sobre la confianza y hábitos del consumidor, pudiendo generar efectos negativos sobre el consumo y producción de carnes y, por ende, sobre la demanda de harina de soja.

Para la identificación en el modelo, se adiciona en primer lugar la variable dicotómica $INTL_{ij}$, que toma el valor 1 para $i \neq j$ y 0 en caso contrario, diferenciando de esta forma, el comercio internacional del intra-nacional. Se define en segundo lugar la variable binaria MC_{jt} , que indica la presencia de al menos un caso de la enfermedad BSE en el país importador j en el momento t . Finalmente, se incorpora la interacción entre estas dos variables, lo que permite sortear el problema de colinealidad entre MC_{jt} y el efecto fijo ω_{jt} . El modelo en cuestión queda expresado de la siguiente forma

$$x_{ijt} = \exp[\alpha + \mathbf{z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \mathbf{w}_{ij}^T \boldsymbol{\gamma} + \gamma_{INTL} INTL_{ij} + \beta_{MC} INTL_{ij} \times MC_{jt} + \delta_{it} + \omega_{jt}] + \varepsilon_{ijt}. \quad (3.16)$$

Tradicionalmente, la estimación del modelo gravitacional se realiza luego de aplicar una transformación logarítmica, con el objeto de linealizar el mismo en sus parámetros, para luego aplicar Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Sin embargo, dicho estimador puede resultar sesgado debido a la existencia de heterocedasticidad en conjunción con la desigualdad de Jensen. En la siguiente subsección se explica con mayor detalle este problema.

3.3.2. Transformación Logarítmica y Sesgo del Estimador MCO

El sesgo de los estimadores de Mínimos Cuadrados en el modelo log-lineal se produce por la existencia de heterocedasticidad en los datos en conjunción

con la desigualdad de Jensen. Teniendo en cuenta el vector \mathbf{z}_{ijt} de dimensión $(k \times 1)$, donde las k covariables se encuentran transformadas mediante el logaritmo natural en el caso de ser continuas, y agrupando todos los parámetros en el vector $\boldsymbol{\beta}$ de dimensión $(k \times 1)$, el modelo gravitacional⁵ queda expresado de la siguiente manera

$$x_{ijt} = \exp [\mathbf{z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{ijt}], \quad (3.17)$$

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 ε_{ijt} se relaciona con las covariables a través de la función $h(\mathbf{z}_{ijt})$. La práctica habitual consiste en aplicar logaritmo natural en (3.17), obteniendo un modelo lineal en sus parámetros

$$\ln(x_{ijt}) = \mathbf{z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_{ijt}. \quad (3.18)$$

La esperanza condicionada de los modelos (3.17) y (3.18) vienen dadas por

$$E [x_{ijt} | \mathbf{z}_{ijt}] = \exp \left[\mathbf{z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta} + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2} h(\mathbf{z}_{ijt}) \right] \quad y \quad E [\ln(x_{ijt}) | \mathbf{z}_{ijt}] = \mathbf{z}_{ijt}^T \boldsymbol{\beta}, \quad (3.19)$$

respectivamente, 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 a los costos de transporte por ejemplo, la misma viene dada bajo el modelo log-lineal a partir de

$$\frac{\partial E [\ln(x_{ijt}) | \mathbf{z}_{ijt}]}{\partial \ln(cts_{ijt})} = \beta_{cts}. \quad (3.20)$$

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

$$\frac{\partial \ln(E [x_{ijt} | \mathbf{z}_{ijt}])}{\partial \ln(cts_{ijt})} = \beta_{cts} + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2} \frac{\partial h(\mathbf{z}_{ijt})}{\partial \ln(cts_{ijt})}, \quad (3.21)$$

quedando en evidencia el sesgo del estimador MCO bajo el modelo log-lineal. Además, puede notarse a partir de (3.21) que, si bien sigue cumpliéndose la desigualdad de Jensen, las elasticidades calculadas serían equivalentes si la varianza de ε_{ijt} no dependiera de las covariables, es decir, $\frac{\partial h(\mathbf{z}_{ijt})}{\partial \ln(cts_{ijt})} = 0$.

⁵A los efectos de una mayor claridad no se incluyen los distintos efectos fijos y el vector \mathbf{w}_{ij} . A su vez, en esta sub-sección como en la siguiente, se tiene en cuenta la cantidad como variable explicada, siendo equivalente el análisis considerando los valores CIF o FOB como dependientes.

3.3.3. La Ecuación Gravitacional en el Contexto de los Modelos Lineales Generalizados

A partir del trabajo de Santos Silva y Tenreyro (2006), la utilización de modelos lineales generalizados se ha convertido en recomendación estándar a la hora de estimar la ecuación gravitacional, en función de la flexibilidad que presentan para contemplar la no linealidad y la relación entre media y varianza (Head & Mayer, 2014; Piermartini & Yotov, 2016; Yotov et al., 2017). Un modelo lineal generalizado está definido por tres elementos: i) un componente aleatorio, que supone cierta distribución dentro de la familia exponencial, ii) un predictor lineal, conformado por las covariables y iii) una función de enlace, que relaciona el componente aleatorio con el componente sistemático.

Sin embargo, teniendo en cuenta las características de la variable dependiente, i.e. $x_{ijt} \in \mathbb{R}_0^+$ y probablemente con varianza proporcional a la media, la estimación de los parámetros se realiza a partir de la función de cuasi-verosimilitud, donde se relaja el supuesto distribucional, y se especifica solamente la relación entre media y varianza (McCullagh, 1983; McCullagh & Nelder, 1989). A su vez, cuando la función de varianza coincide con la de un miembro de la familia exponencial, las ecuaciones de primer orden son equivalentes a las obtenidas a partir de la función de verosimilitud. De esta forma, para la variable k las condiciones de primer orden implican

$$\sum_i \sum_j \sum_t \frac{(x_{ijt} - \mu_{ijt})}{v(\mu_{ijt})} \frac{\partial \mu_{ijt}}{\partial \beta^k} = 0, \quad (3.22)$$

donde $\mu_{ijt} = E(x_{ijt})$ y $v(\mu_{ijt})$ representa la función de varianza. A partir de (3.22) pueden realizarse dos observaciones importantes: i) el estimador de máxima pseudo-verosimilitud es consistente siempre y cuando la esperanza esté correctamente especificada, y ii) la eficiencia depende de la correcta especificación de la función de varianza (Egger & Staub, 2016). Dada la consistencia del estimador Poisson, y su menor vulnerabilidad ante errores de medición en países pequeños, ya que los mismos generalmente presentan información de menor calidad, se escoge éste por sobre el estimador Gamma (Egger & Staub, 2016; Frankel, 1997; Frankel & Wei, 1993; Santo Silva & Tenreyro, 2006).

Si se considera la especificación con cantidades como variable dependiente y se incluyen todos los efectos fijos, el estimador Poisson de máxima pseudo-verosimilitud (PPML), que asume una función de varianza $v(\mu_{ijt}) = \mu_{ijt}$, es el que resuelve el siguiente sistema de ecuaciones

$$\begin{aligned}
 \hat{\alpha} &: \sum_i \sum_j \sum_t \left[x_{ijt} - \exp(\hat{\alpha} + \mathbf{z}_{ijt}^T \hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{\theta}_{ij} + \hat{\delta}_{it} + \hat{\omega}_{jt}) \right] = 0 \\
 \hat{\beta}_k &: \sum_i \sum_j \sum_t \left[x_{ijt} - \exp(\hat{\alpha} + \mathbf{z}_{ijt}^T \hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{\theta}_{ij} + \hat{\delta}_{it} + \hat{\omega}_{jt}) \right] z_{ijt,k} = 0 \\
 \hat{\theta}_{ij} &: \sum_t x_{ijt} - \exp(\hat{\theta}_{ij}) \sum_t \exp(\hat{\alpha} + \mathbf{z}_{ijt}^T \hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{\delta}_{it} + \hat{\omega}_{jt}) = 0 \\
 \hat{\delta}_{it} &: x_{it} - \exp(\hat{\delta}_{it}) \sum_j \exp(\hat{\alpha} + \mathbf{z}_{ijt}^T \hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{\theta}_{ij} + \hat{\omega}_{jt}) = 0 \\
 \hat{\omega}_{jt} &: x_{jt} - \exp(\hat{\omega}_{jt}) \sum_i \exp(\hat{\alpha} + \mathbf{z}_{ijt}^T \hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{\theta}_{ij} + \hat{\delta}_{it}) = 0,
 \end{aligned} \tag{3.23}$$

donde $x_{it} = \sum_j x_{ijt}$ corresponde a la cantidad total exportada por el país i en el momento t (equivalente a Q_{it} si se incluye el comercio intra-nacional), y $x_{jt} = \sum_i x_{ijt}$ representa la cantidad total importada por el país j en el momento t .

Los parámetros de los diferentes modelos propuestos se estiman mediante Mínimos Cuadrados Iterativos Reponderados (MCIR) en el caso del estimador PPML, y MCO para aquellos transformados mediante el logaritmo neperiano. Una vez obtenidos los mismos, se realizan diferentes pruebas de especificación que se detallan a continuación.

De acuerdo a Manning y Mullahy (2001), Santos Silva y Tenreiro (2006), la función de varianza puede plantearse de la siguiente forma

$$v(x_{ijt} | \mathbf{z}_{ijt}) = \lambda_0 E[x_{ijt} | \mathbf{z}_{ijt}]^{\lambda_1}, \tag{3.24}$$

en la cual, si $\lambda_1 = 1$ indica una distribución de Poisson. Con base en (3.24), Deb, Manning y Norton (2013) proponen una prueba de Park modificada para obtener λ_1 , que consiste en ajustar el siguiente modelo

$$(x_{ijt} - \hat{x}_{ijt}^{Poisson})^2 = \lambda_0 [\hat{x}_{ijt}^{Poisson}]^{\lambda_1} + \zeta_{ijt}, \tag{3.25}$$

donde $\hat{x}_{ijt}^{Poisson}$ representa los valores predichos bajo el modelo de Poisson. De esta forma, una vez obtenido $\hat{x}_{ijt}^{Poisson}$, se ajusta (3.25) aplicando MCIR.

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 modelos Poisson y logarítmico. 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.

Finalmente, el análisis de la existencia de heterocedasticidad bajo los modelos logarítmicos, se lleva a cabo a partir de la prueba modificada de Wald, cuya

hipótesis nula recae sobre el par exportador-importador, i.e., $H_0^{Wald} : \sigma_{(ij)}^2 = \sigma^2$ $\forall i$ y $\forall j$.

3.3.4. Fuente de los Datos y Construcción de las Variables

La información respecto a los valores FOB y CIF, y las cantidades exportadas e importadas de harina de soja para el período 1995-2016, se obtiene de la base de datos de COMTRADE. El mercado internacional de harina de soja se caracteriza por su elevada concentración del lado de la oferta, observándose lo contrario del lado de la demanda. De esta forma, se seleccionan como los principales exportadores a Argentina, Brasil, Estados Unidos, India y China, que explican alrededor del 80 % de las exportaciones mundiales para el período bajo estudio. Argentina, Brasil y Estados Unidos son los principales exportadores a nivel mundial, mientras que India y China participan de manera secundaria, debido a la preponderancia que posee el mercado doméstico en estos países.

En función de las características de los datos sobre comercio internacional, los cuales se encuentran generalmente afectados por errores de medición, se realiza en primer lugar un análisis de las variables dependientes con el objeto de atenuar los efectos de este tipo de error. Respecto al flujo comercial en valor, se recomienda utilizar valores CIF, ya que están sujetos a un mayor control por parte de los organismos pertinentes, debido al cobro de aranceles que pesa sobre los mismos (Piermartini & Yotov, 2016). Sin embargo, y en el caso específico del mercado internacional de harina de soja, la utilización de los valores FOB disminuye los errores de medición producto de diferencias en las formas de registro de los países, ya que se reduce substancialmente el número de fuentes de información. Se seleccionan aquellas observaciones que cumplan los siguientes criterios: i) que el cociente entre el valor CIF y FOB se encuentre en el intervalo (0.1,10), i.e. $0.1 < \left(\frac{\text{Valor CIF}}{\text{Valor FOB}}\right) < 10$ y ii) tanto los valores CIF como FOB sean superiores a \$USD 50.000 (Feenstra & Romalis, 2014). Para el período bajo estudio, se cuenta con 4135 observaciones en las que se informan ambos valores. De ese total, se dispone finalmente de 3540 observaciones que cumplen las condiciones i) y ii) para 131 países importadores considerando el valor CIF como variable dependiente, y 3498 para 130 importadores tomando como variable explicada el valor FOB⁶.

Para el modelo gravitacional con cantidades como variable explicada, se contabilizan 4210 observaciones donde se cuenta con la declaración de la cantidad intercambiada por el país exportador y el país importador. Si bien se trata de cantidades, y por ende deberían existir diferencias inferiores en comparación con los valores de comercio, de dicho total sólo 262 observaciones coinciden exactamente.

⁶La lista de 131 países importadores se encuentra en la tabla C.1 del apéndice C.

Por lo tanto, y siguiendo similar estrategia a la empleada para los modelos con valores, se seleccionan aquellas observaciones donde las cantidades exportadas no superen al doble de las cantidades importadas y viceversa, i.e. $\frac{1}{2} < \frac{x_{ijt}^{Expo}}{x_{ijt}^{Impo}} < 2$. De esta forma, se dispone finalmente de 2895 observaciones utilizando la cantidad exportada como variable dependiente para 124 importadores.

Los datos respecto a la producción de harina de soja, necesarios para calcular el comercio intra-nacional, son obtenidos de FAOSTAT. La cantidad destinada al comercio intra-nacional x_{iit} se calcula a partir de la diferencia entre la producción y exportación, i.e. $x_{iit} = Q_{it} - \sum_{j \neq i} x_{ijt}$.

Respecto a la variable costos de transporte y seguro, se utiliza como *proxy* el ratio entre los valores CIF y FOB unitarios, en vez de los valores totales, ya que de esta forma se eliminan los posibles errores de medición vía el registro de las cantidades (Gaulier, Mirza, Turban & Zignago, 2008). En total, se cuenta con 3540 observaciones del ratio entre valores CIF y FOB unitarios, de las cuales, 2420 exceden la unidad. Esta cantidad se reduce a 1964 si se descartan aquellas observaciones para las cuales el precio CIF más que duplica el precio FOB, alcanzándose un rango plausible de variación. La inclusión de esta variable, si bien reduce aún más la cantidad de observaciones disponibles para estimar los diferentes modelos, también incrementa la confiabilidad de las mismas.

La información sobre las variables gravitacionales *t-invariantes* (distancia, frontera, lenguaje y lazo colonial), se obtiene de la base de datos del Centro de Estudios Prospectivos y de Información Internacional (CEPII's). La misma dispone de una medida de distancia ponderada por la población de los principales centros urbanos de cada país, la cual contempla de manera consistente tanto la distancia bilateral, como la distancia interna (Mayer & Zignago, 2011). Los datos respecto a la existencia de acuerdos regionales de comercio son obtenidos de la base de Mario Larch de Egger y Larch (2008)⁷. La misma cuenta con información sobre Acuerdos de Libre Comercio, Uniones Aduaneras, Acuerdos de Integración Económica y Acuerdos de Alcance Parcial.

Para la construcción de la variable que da cuenta de la ocurrencia de algún caso de BSE, se utiliza la información suministrada por la Autoridad Europea de Seguridad Alimentaria a partir del reporte científico de Boelaert et al. (2016). En el mismo, se cuenta con la cantidad de casos a nivel mundial por país durante el período 1987-2015.

La estimación de los modelos se realiza mediante el *software* Stata, utilizando los paquetes `reghdfe` (Correia, 2016) y `ppmlhdfe` (Correia, Guimaraes & Zylkin, 2019a; Correia, Guimaraes & Zylkin, 2019b), desarrollados precisamente para modelos con múltiples efectos fijos y de elevada dimensión.

⁷<https://www.ewf.uni-bayreuth.de/en/research/RTA-data/index.html>

3.4. Descripción de las Variables

En la tabla 3.1 se muestran algunas medidas estadísticas de las diferentes variables utilizadas como dependientes. Argentina y Brasil aparecen como los principales orígenes de las importaciones de harina de soja, con una cantidad promedio por destino de 467,000 y 357,000 toneladas anuales, respectivamente. Le siguen Estados Unidos, India y China, con un promedio de 148,000, 115,000 y 58,000 toneladas anuales, respectivamente. Se observa además, que la mediana es para todos los países, y para el total de las observaciones, inferior a la media, lo que indica que la distribución empírica de la cantidad importada es asimétrica hacia la derecha.

Tabla 3.1: Descripción estadística de las variables dependientes

		Nº Obs.	Media	Mediana	Desvío	CV
<i>Cantidad Exportada</i> (miles de ton.)	Argentina	792	467	211	623	1.33
	Brasil	586	357	107	636	1.78
	China	266	58	4	167	2.88
	India	449	115	27	211	1.84
	USA	802	148	62	241	1.63
	General	2895	264	76	487	1.84
<i>Valor CIF</i> (millones de \$USD)	Argentina	931	140	56	208	1.48
	Brasil	694	118	32	221	1.87
	China	300	22.9	2	70	3.05
	India	597	35.3	6	77	2.19
	USA	1018	48.4	17	93	1.91
	General	3540	81	20	163	2.01
<i>Valor FOB</i> (millones de \$USD)	Argentina	930	120	44	186	1.54
	Brasil	687	111	28	236	2.13
	China	294	22	2	67	3
	India	585	33	8	72	2.18
	USA	1002	42	15	78	1.84
	General	3498	73	17	157	2.15

Fuente: elaboración propia con datos de COMTRADE

En términos del coeficiente de variación, no se observan diferencias sustanciales entre los diferentes países exportadores, a excepción de China, debido a la mayor esporadicidad de sus ventas. Con base en los valores CIF y FOB, Argentina y Brasil se destacan también como los principales proveedores a nivel mundial. Independientemente del origen, y teniendo en cuenta el valor CIF, los 131 países demandantes considerados aquí, importaron en promedio aproximadamente 81 millones de \$USD por año.

Teniendo en cuenta que es la única variable continua dentro del conjunto de variables gravitacionales, en la tabla 3.2 se muestra el promedio, desvío estándar

y coeficiente de variación de la distancia entre cada exportador y sus destinos⁸. De la misma se observa que, en promedio, Argentina es el país exportador que se encuentra más distante de sus compradores, casi duplicando aproximadamente la distancia promedio de India respecto sus demandantes de harina de soja. *Ceteris paribus*, esto se traduce en una desventaja para Argentina respecto a sus competidores, en función de los mayores costos de transporte que ésto implica. La distancia promedio de India y China, marcadamente inferior a la del resto de los exportadores, da cuenta de la mejor localización que poseen estos países para abastecer a los principales consumidores de harina de soja, especialmente a los países del sudeste asiático.

Tabla 3.2: Estadísticas descriptivas variable distancia

	Nº de destinos	Media	Desvío	CV
Argentina	84	10623.13	4198.71	0.3952
Brasil	84	9389.10	4042.59	0.4306
China	44	6775.72	3936.48	0.5810
India	77	5318.69	2541.82	0.4779
USA	96	8449.15	3638.28	0.4306
General^a	129	8311.21	4138.30	0.4979

Fuente: elaboración propia con datos de CEPII's

Nota: se incluyen las distancias internas

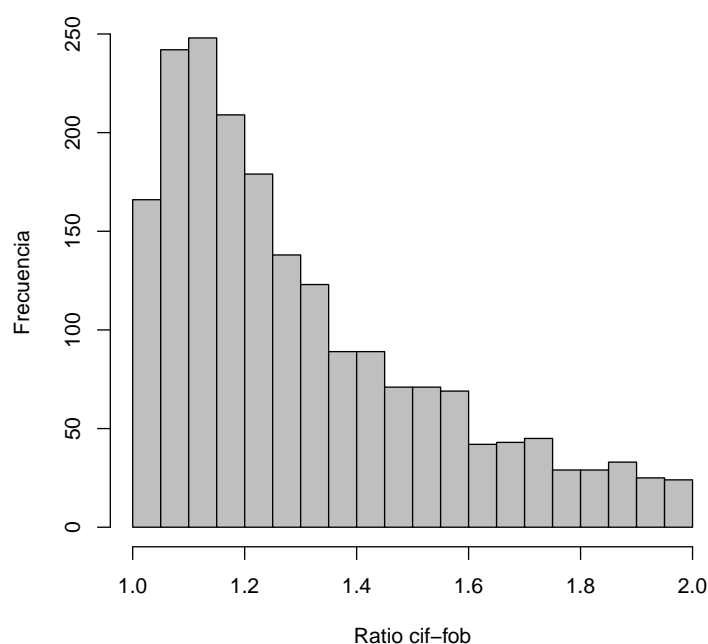
^a Calculado considerando el número total de pares=385

En la figura 3.1 se muestra la distribución de frecuencias del ratio entre los valores CIF y FOB unitarios considerando el intervalo [1, 2]. A partir de la misma, se observa que la mayor parte de las observaciones se concentran alrededor de 1.2, lo que implica un costo de transporte y seguro del 20 % del precio FOB. La media y mediana son de 1.30 y 1.22, respectivamente. Al analizar por país exportador, China e India poseen los costos de transporte más bajos, siendo de 1.12 y 1.20, respectivamente. Para Argentina, Brasil y Estados Unidos, la mediana del cociente entre el precio CIF y FOB, es de 1.22, 1.25 y 1.25, respectivamente.

En la tabla 3.3 se muestra el número de pares exportador-importador que comparten frontera, lenguaje y lazo colonial, por país exportador y en total. De los cinco países exportadores, China es el que posee la mayor proporción de vínculos comerciales con países contiguos, ya que comparte frontera con 7 de sus 43 compradores de harina de soja. Respecto a la variable lazo colonial, Argentina, Brasil e India, exportan harina de soja a España, Portugal y Reino Unido, respectivamente, habiendo sido los primeros colonia de los últimos. China por su parte, exporta harina de soja a Mongolia, país que fue colonia del gigante

⁸El análisis estadístico de la distancia, como del resto de las covariables, se realiza considerando las 2895 observaciones correspondientes al modelo con cantidad.

Figura 3.1: Distribución de frecuencias del cociente entre precio CIF y FOB



Fuente: Elaboración propia con datos de COMTRADE

asiático. En el caso de Estados Unidos, mantiene lazos coloniales con 4 de los 95 destinos de sus exportaciones de harina de soja, siendo éstos, el Reino Unido, Francia, España y Filipinas.

Tabla 3.3: Número de países que comparten frontera, lenguaje y lazo colonial según exportador

	Nº de importadores	Frontera	Lenguaje	Colonia
Argentina	83	3	16	1
Brasil	83	6	2	1
China	43	7	3	1
India	76	5	27	1
USA	95	2	42	4

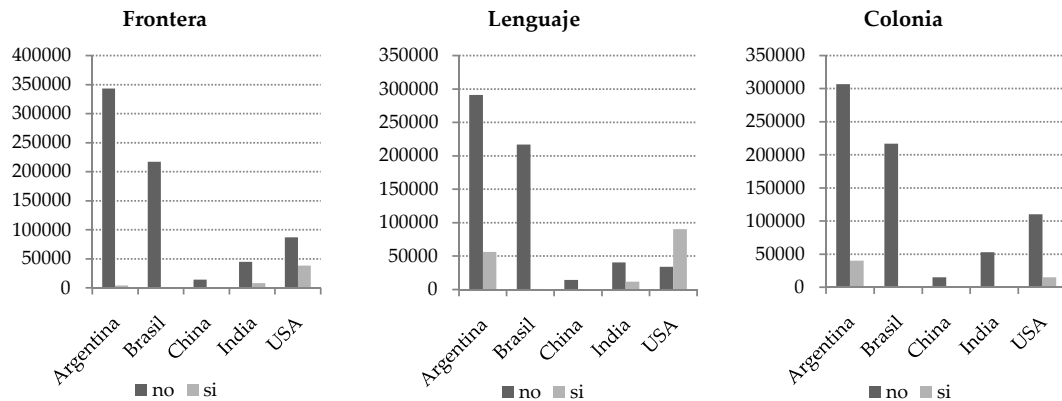
Fuente: elaboración propia con datos de CEPII's

De la tabla 3.3 se desprende a su vez, la relevancia que posee el inglés como idioma global. En 42 de los 95 países que importan harina de soja de Estados Unidos, al menos un 9% de la población comparte lenguaje con dicho país. Lo mismo puede sostenerse para la India, donde el inglés es idioma oficial además del hindi, ya que comparte lenguaje con el 35% de sus demandantes de harina de soja.

En la figura 3.2 se muestra la cantidad total de harina de soja intercambiada durante el período 1995-2015 discriminada por frontera, lenguaje y lazo colonial. Respecto a la primer variable, se observa la importancia de Canadá y Méjico como destinos de las exportaciones de Estados Unidos, con una participación conjunta

del 30 % aproximadamente. En el caso de India, el 15 % de sus exportaciones durante el período bajo estudio tuvo como destino a países contiguos. Para el resto de los exportadores, sus ventas fueron marginalmente orientadas a países fronterizos. Para Argentina y Brasil los registros de importaciones de países que comparten fronteras durante el período son casi nulos en términos relativos.

Figura 3.2: Comercio de harina de soja para el período 1995-2015 según variables gravitacionales *t-invariantes* (en miles de toneladas)



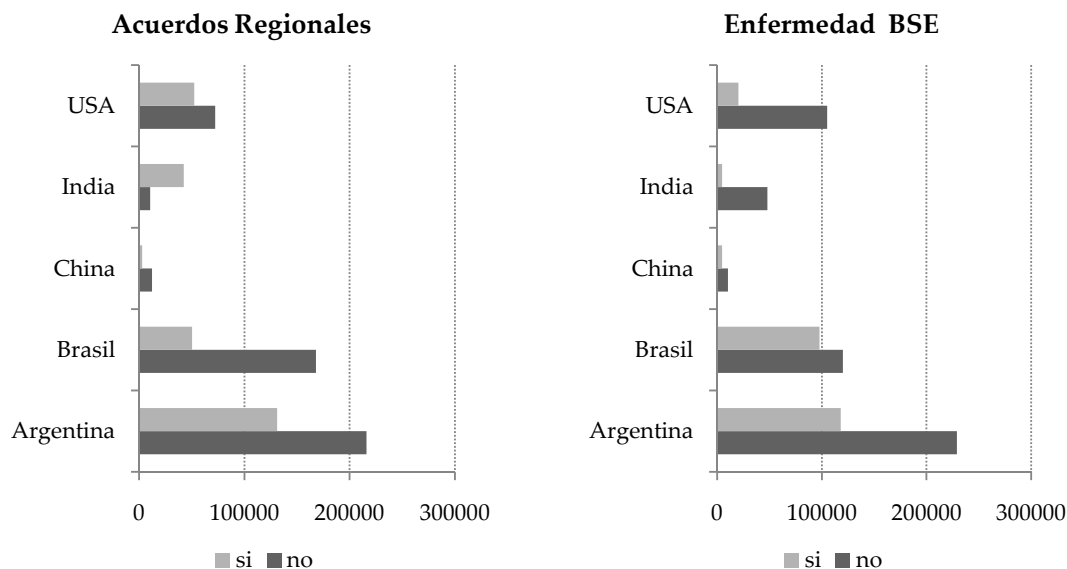
Fuente: Elaboración propia con datos de COMTRADE y CEPII's

La existencia de un idioma en común entre exportador e importador explica una proporción importante del comercio de harina de soja, particularmente para Estados Unidos. Aproximadamente el 70 % de las exportaciones de dicho país entre 1995 y 2015 tuvo como destino a países con los que comparte lenguaje. Dicho porcentaje asciende al 22 % y 16 % para la India y Argentina, respectivamente, mientras que para Brasil y China no supera el 3 %.

De la figura 3.2 también se observa que, Argentina y Estados Unidos, a diferencia del resto de los exportadores, orientaron una proporción relativamente importante de sus ventas a países con los que mantuvieron algún tipo de lazo colonial. Sin embargo, en el caso de Argentina, tal proporción está explicada solamente por las importaciones de España.

En la parte izquierda de la figura 3.3 se muestra el intercambio de harina de soja en función de la existencia de acuerdos regionales entre exportador e importador. De los cinco países exportadores, India se destaca por ser el único que destinó la mayor parte de sus exportaciones, aproximadamente el 80 %, a países con los cuales mantuvo algún tipo de acuerdo regional. Estados Unidos y Argentina por su parte, orientaron respectivamente el 42 % y 38 % de sus exportaciones de harina de soja a países con los que existía alguna clase de acuerdo regional. Finalmente, para Brasil y China, la mayor parte del comercio de harina de soja entre éstos y sus compradores se dio por fuera del marco de los diferentes acuerdos regionales.

Figura 3.3: Comercio de harina de soja para el período 1995-2015 según acuerdos regionales y casos de BSE (en miles de toneladas)



Fuente: Elaboración propia con datos de COMTRADE, Mario Larch de Egger y Larch (2008) y Boelaert et al. (2016)

En la figura 3.3 también se muestra en su parte derecha la cantidad intercambiada de harina de soja en función de la ocurrencia de al menos un caso de BSE en el país importador. De la misma, se aprecia que Brasil y Argentina son los países que más exportaron a destinos que presentaron algún caso de BSE durante el período analizado. Por el contrario, Estados Unidos e India orientaron sólo el 16% y 9% de sus exportaciones, respectivamente, a países que sufrieron dicha enfermedad durante algún año del período bajo estudio.

3.5. Resultados

3.5.1. Elasticidades Sin Comercio Intranacional

En la tabla 3.4 se presentan los resultados del modelo que considera las cantidades como variable explicada sin incorporar el comercio intra-nacional. Las columnas 1 y 2 corresponden al estimador PPML sobre el modelo multiplicativo, mientras que las columnas 3 y 4 corresponden al estimador MCO sobre el modelo linealizado mediante el logaritmo neperiano. El ajuste en términos del coeficiente de determinación resulta aceptable y similar para ambos estimadores. A partir de la prueba modificada de Park, el λ estimado es de -0.32 y 0.66 para las variantes sin efecto exportador-importador y contemplando el mismo, respectivamente. Sin embargo, en ambos casos, el intervalo calculado con un nivel de confianza del 95% incluye el 0. La prueba RESET no indica problemas en la especificación

funcional en ninguno de los modelos estimados. Por último, la hipótesis nula de homocedasticidad al nivel del par exportador-importador se rechaza en los dos modelos estimados mediante MCO, como se infiere del p-valor de las pruebas de Wald.

En concordancia con las pruebas de especificación descritas anteriormente, los resultados no difieren de manera importante entre los estimadores PPML y MCO. Bajo la especificación sin el efecto θ_{ij} , las variables frontera, lazo colonial y acuerdos regionales no resultan estadísticamente significativas. Por su parte, la variable lenguaje en común resulta significativa bajo el modelo PPML solamente. De este último se desprende que, en promedio, si los países comparten lenguaje, el comercio de harina de soja se duplica aproximadamente⁹.

Tabla 3.4: Modelo gravitacional con cantidades como variable dependiente. Incluyendo sólo comercio internacional

	PPML		MCO	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln(dist_{ij})$	-1.2657*** (0.3073)		-1.4320*** (0.3416)	
$FRONT_{ij}$	-0.4762 (0.4236)		-0.4918 (0.6197)	
$LENG_{ij}$	0.6854** (0.2812)		0.4224 (0.3903)	
COL_{ij}	0.1695 (0.3743)		-0.7395 (0.8098)	
RTA_{ijt}	-0.0550 (0.3102)	0.4042* (0.2450)	-0.1834 (0.3875)	-0.1245 (0.4785)
$\ln(cts_{ijt})$	-2.2144*** (0.2613)	-1.0432*** (0.1992)	-2.1031*** (0.4464)	-1.2620*** (0.3059)
N° Obs.	1259	1171	1259	1171
N° Importadores	68	49	68	49
R^2	0.7491	0.9434	0.7417	0.9146
$\hat{\lambda}$	-0.3277	0.6606		
$IC_{\hat{\lambda}}$	[-0.74 , 0.09]	[-1.18 , 2.50]		
RESET	0.2860	0.3830	0.8650	0.4780
Wald Modificado			0.0000	0.0000
Efecto exp-imp (θ_{ij})	no	si	no	si

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

Errores estándar robustos por cluster (exportador-importador) entre paréntesis.

Todas las estimaciones incluyen efecto exportador-tiempo (δ_{it}) e importador-tiempo (ω_{jt}).

$IC_{\hat{\lambda}}$ indica los límites inferior y superior del intervalo de confianza al 95 % para $\hat{\lambda}$.

RESET indica el p-valor cuando la prueba se realiza incorporando los valores predichos de segundo orden. Para la prueba de Wald se muestra el p-valor.

Las variables distancia y costo de transporte y seguro, son estadísticamente

⁹Para las variables binarias, la elasticidad se calcula a partir de $(e^\beta - 1)100$.

significativas y con el signo esperado, dadas las características del bien bajo estudio. En primer lugar, resulta esperable que los costos de transporte y seguro incidan más fuertemente sobre aquellos bienes con escasa capacidad de diferenciación (Flach & Unger, 2018; UNCTAD, 2017). De esta forma, un incremento del 10 % en el costo de transporte y seguro reduce en promedio el comercio de harina de soja en un 22 % bajo el modelo sin efecto exportador-importador, y un 10 % al incluir el mismo. En segundo lugar, la magnitud del efecto de la distancia resulta elevada y superior a la mediana de -1.14 calculada a partir del meta-análisis realizado por Head y Mayer (2014), aún incorporando los costos de transporte y seguro. Se infiere por tanto, que la distancia geográfica repercute de manera importante sobre los flujos de comercio de harina de soja, y podría estar captando factores adicionales a los costos de transporte, como la cercanía cultural, la historia en común, la percepción de proximidad, los costos de información (Márquez Ramos, Martínez Zarzoso, Pérez García & Wilmsmeier, 2007), como así también, características de las redes de transporte en el comercio internacional (Gaulier et al., 2008). Sobre esto último, de acuerdo al índice de conectividad marítima elaborado por UNCTAD (2019), China y Estados Unidos se ubicaron entre los 10 países con mejor desempeño durante el período 2006-2019, mientras que India se mantuvo entre el puesto 17 y 24. Por su parte, Argentina y Brasil, no sólo muestran una menor conectividad respecto a los anteriores, sino también, han reducido la misma durante el período 2009-2019, encontrándose en el último año en los puestos 54 y 48, respectivamente. Con relación a lo anterior, los puertos marítimos en Estados Unidos presentan menores niveles de congestión respecto a los ubicados en Argentina y Brasil, siendo ésto un factor importante para los demandantes debido al riesgo de retraso en los envíos, y los costos adicionales que implica ésto para los importadores (Hummels & Schaur, 2012; USSEC-STC, 2014; USSEC-USB, 2011).

La variable RTA_{ijt} resulta estadísticamente significativa solamente bajo el modelo multiplicativo controlando por efectos fijos exportador-importador. El coeficiente de la misma indica que el comercio de harina de soja entre países que poseen algún tipo de acuerdo regional de comercio, resulta en promedio, superior en un 50 % al comercio entre países que no poseen acuerdos. Cabe notar que esta variable tiene en cuenta distintos tipos de acuerdos con diferente grado de alcance, por lo que puede interpretarse como una medida amplia de vinculación y/o comunicación comercial entre los países vendedores y compradores de harina de soja.

En la tabla 3.5 se muestran los resultados de las estimaciones cuando se utilizan los valores FOB y CIF como variables dependientes. En cuanto al ajuste de los distintos modelos, no se observan diferencias importantes respecto al modelo

con cantidad como variable dependiente. La única diferencia se observa en el λ estimado de 1.45 bajo el modelo PPML considerando como variable dependiente el valor FOB, cuyo intervalo de confianza al 95 % no incluye al cero. Respecto a las covariables de los diferentes modelos, la distancia, el lenguaje, la existencia de acuerdos regionales de comercio y el costo de transporte son estadísticamente significativas, y con valores similares a los obtenidos en los modelos con cantidad como variable respuesta. La elasticidad del comercio respecto a los costos de transporte y seguro resulta menor al considerar el valor CIF, y la diferencia con los restantes modelos es de un punto porcentual. Como el valor CIF posee por definición los costos de transporte y seguro, tiene sentido económico que dicha elasticidad sea prácticamente unitaria. Además, la misma resulta menor bajo todas las especificaciones al controlar por el efecto exportador-importador. Teniendo en cuenta el modelo PPML con efectos fijos exportador-importador, la elasticidad del comercio respecto a los costos de transporte y seguro es de -1.04 y -1.23 al utilizar la cantidad y el valor FOB como variable respuesta, respectivamente. Mientras que resulta de -0.23, y estadísticamente no significativa al modelar el valor CIF. Nuevamente, en este caso, como la única fuente de variabilidad del costo de transporte es el tiempo, tiene sentido que la variación de los costos de seguro y transporte del origen i al destino j sea absorbido por dicho efecto fijo, y con ello una transmisión casi nula al valor CIF del flujo comercial.

A partir de la comparación entre los diferentes modelos cabe realizar algunas consideraciones. En primer lugar, señalar la posible existencia de endogeneidad entre los costos de transporte y las cantidades intercambiadas, como así también, los errores de medida en el ratio CIF-FOB unitario. Sobre esto, Márquez-Ramos et al. (2007) encuentran que la elasticidad de las exportaciones de España respecto a los costos de transporte se incrementa al instrumentar esta variable en la ecuación gravitacional. Por otro lado, si bien se intentó reducir el error de medida en el ratio CIF-FOB unitario filtrando las observaciones, es probable que la magnitud del mismo siga siendo importante. Sin embargo, no resulta sencillo hallar variables indicadas para instrumentar los costos de transporte en la presente investigación y tampoco se cuenta con el número de observaciones suficientes para tratar el problema de errores de medida mediante la metodología propuesta por Gaulier et al. (2008). La estrategia recomendada por estos autores, consiste en utilizar solamente aquellas observaciones en las que coincide el registro de cantidades exportadas y cantidades importadas, y realizar con este conjunto de datos una regresión del ratio unitario CIF-FOB sobre variables que inciden en los costos de transporte. Luego, se imputa el ratio CIF-FOB mediante una predicción fuera de muestra (*out-of-sample prediction*) para el resto de las observaciones. La elasticidad de sustitución calculada por Gaulier et al. (2008) a partir del ratio

Tabla 3.5: Modelo gravitacional con valores como variable dependiente

	Variable dependiente: valor FOB			Variable dependiente: valor CIF				
	PPML	MCO	MCO	PPML	MCO	MCO		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln(dist_{ijt})$	-1.2518*** (0.2986)		-1.2045*** (0.3224)		-1.2659*** (0.2938)		-1.2319*** (0.3287)	
$FRONT_{ij}$	-0.3932 (0.4162)		-0.4847 (0.5776)		-0.3586 (0.4072)		-0.3772 (0.6258)	
$LENG_{ij}$	0.6819** (0.2838)		0.5376 (0.3933)		0.6896** (0.2870)		0.5561 (0.4011)	
COL_{ij}	-0.0421 (0.4089)		-0.9994 (0.8780)		-0.0590 (0.4075)		-1.0555 (0.8891)	
RTA_{ijt}	-0.0378 (0.3269)	0.5634*** (0.2084)	-0.2249 (0.3658)	0.2594 (0.3065)	-0.0359 (0.3069)	0.4658** (0.2271)	-0.2008 (0.3744)	-0.1176 (0.4378)
$\ln(cts_{ijt})$	-2.3883*** (0.3315)	-1.2328*** (0.2289)	-2.1588*** (0.4436)	-1.2035*** (0.2620)	-1.4159*** (0.3285)	-0.2290 (0.2197)	-1.2008*** (0.4586)	-0.3008 (0.2692)
Nº Obs.	1304	1212	1304	1212	1314	1223	1314	1223
Nº Importadores	70	50	70	50	70	50	70	50
R^2	0.7576	0.9483	0.7149	0.9172	0.7469	0.9427	0.7091	0.9131
$\hat{\lambda}$	-0.2889	1.4508			-0.4303	1.1163		
$IC_{\hat{\lambda}}$	[-0.65, 0.07]	[0.17, 2.73]			[-0.79, -0.07]	[-0.89, 3.12]		
RESET	0.5330	0.4710	0.6030	0.6220	0.7469	0.9427	0.7091	0.9131
Wald Modificado			0.0000	0.0000			0.0000	0.0000
Efecto exp-imp θ_{ij}	no	si	no	si	no	si	no	si

Nota: *** $p\text{-valor} < 0.01$; ** $p\text{-valor} < 0.05$; * $p\text{-valor} < 0.1$. Errores estándar robustos por cluster (exportador-importador) entre paréntesis. Todas las estimaciones incluyen efecto exportador-tiempo δ_{it} e importador-tiempo ω_{jt} . $IC_{\hat{\lambda}}$ indica los límites inferior y superior del intervalo de confianza al 95% para $\hat{\lambda}$. RESET indica el p-valor cuando la prueba se realiza incorporando los valores predichos de segundo orden. Para la prueba de Wald se muestra el p-valor.

observado es de 0.53, mientras que asciende a 3.65 al utilizar el ratio predicho¹⁰. Dicho esto, el segundo punto bajo análisis tiene que ver con la evaluación de las hipótesis que surgen del modelo teórico propuesto. En función de la variable dependiente utilizada, la única elasticidad que resulta consistente con las hipótesis del modelo es la correspondiente a los costos de transporte y seguro. Con base en estos resultados, podría argumentarse que el término estructural de resistencia bilateral ϕ en el modelo gravitacional está determinado exclusivamente por los costos de transporte y seguro. i.e. $\phi^{1-\sigma} = cts^{\psi_{cts}}$. Por lo tanto, el componente estructural no forma parte de las elasticidades para el resto de las variables. Si bien dicha especificación de los costos de transacción es generalmente utilizada en la literatura empírica dado que facilita su estimación, de la misma surgen ciertas dudas respecto a sus fundamentos teóricos.

Como corolario de lo anterior, se tiene que la elasticidad respecto a los costos de transporte es $(1 - \hat{\sigma}) = \hat{\psi}_{cts} = 0$ teniendo en cuenta el valor CIF y $-\hat{\sigma} = \hat{\psi}_{cts} - 1 = -1$ al considerar las cantidades o el valor FOB. Lo anterior implica que la elasticidad de sustitución es igual a 1, y por lo tanto la utilidad podría ser representada mediante una función *Cobb-Douglas*, como caso particular de la función CES, que se encuentra en línea con lo desarrollado por Deardorff (1998). El mismo, arriba a una ecuación gravitacional en la cual los costos de transporte y seguro no afectan el comercio bilateral en valor CIF, pero si al expresarlo en valor FOB, si se parte de preferencias *Cobb-Douglas*. Sin embargo, esto implica que la proporción del gasto total destinada a las importaciones provenientes del país i es constante, i.e. $s_i = \frac{T_{ijt}}{G_{jt}}$, lo cual no se corresponde con lo observado empíricamente y los resultados obtenidos en el capítulo 2. Si bien no se trata del mismo bien, la elasticidad de sustitución calculada por Yao y Hillberry (2018) es de 29 para las importaciones de soja modificada genéticamente diferenciadas por origen. Todo esto, refuerza la hipótesis de endogeneidad y/o errores de medida en el ratio CIF-FOB unitario utilizado.

3.5.2. Elasticidades Incorporando el Comercio Intranacional

En la tabla 3.6 se muestran los resultados de los distintos modelos al incorporar el comercio intra-nacional en la ecuación gravitacional. En términos generales, se observa una mejor bondad de ajuste en función del coeficiente de determinación. Además, el λ estimado bajo los modelos PPML, si bien presenta una variabilidad importante al incorporar el efecto exportador-importador, resulta estadísticamen-

¹⁰Cabe recordar que sólo se cuenta con 262 observaciones que cumplen esa condición en los datos de comercio de harina de soja utilizados aquí.

te distinto de 0, a diferencia del modelo con comercio internacional exclusivamente. En línea con el modelo teórico y lo aconsejado en la literatura empírica, se desprende de lo anterior la conveniencia de incluir el comercio intra-nacional en el modelo gravitacional.

Respecto a las covariables comunes al modelo que contempla únicamente el comercio internacional, se observa que las elasticidades estimadas no se ven afectadas por la inclusión de las cantidades de harina de soja destinadas al mercado doméstico.

Tabla 3.6: Modelo gravitacional con cantidades como variable dependiente. Incorporando comercio intra-nacional

	PPML		MCO	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$INTL_{ij}$	-3.7282*** (1.1188)		-3.7980*** (1.4614)	
$\ln(dist_{ij})$	-1.2381*** (0.3053)		-1.3559*** (0.3336)	
$FRONT_{ij}$	-0.4305 (0.4077)		-0.2614 (0.5926)	
$LENG_{ij}$	0.6892** (0.2815)		0.4381 (0.3879)	
COL_{ij}	0.1648 (0.3733)		-0.7471 (0.8157)	
RTA_{ijt}	-0.0215 (0.2968)	0.4575* (0.2463)	-0.0731 (0.3579)	-0.2191 (0.4660)
MC_{jt}	-0.8857 (0.6753)	-1.0596*** (0.2592)	-2.1072** (0.9030)	-1.3888** (0.5795)
$\ln(cts_{ijt})$	-2.2037*** (0.2612)	-1.0426*** (0.1987)	-2.0779*** (0.4449)	-1.2463*** (0.3090)
Nº Obs.	1313	1225	1313	1225
Nº Importadores	71	51	71	51
R^2	0.9445	0.9878	0.7707	0.9224
$\hat{\lambda}$	0.5637	1.7751		
$IC_{\hat{\lambda}}$	[0.40 , 0.73]	[0.52 , 3.03]		
RESET	0.0050	0.9350	0.0170	0.7090
Wald Modificado			0.0000	0.0000
Efecto exp-imp θ_{ij}	no	si	no	si

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

Errores estándar robustos por cluster (exportador-importador) entre paréntesis.

Todas las estimaciones incluyen efecto exportador-tiempo δ_{it} e importador-tiempo. ω_{jt} $IC_{\hat{\lambda}}$ indica los límites inferior y superior del intervalo de confianza al 95 % para $\hat{\lambda}$.

RESET indica el p -valor cuando la prueba se realiza incorporando los valores predichos de segundo orden.

El signo y magnitud del coeficiente que acompaña a la variable $INTL_{ij}$, refleja el peso que posee el mercado doméstico como destino de la producción de

harina de soja. Sobre este punto, cabe recordar que de todos los exportadores considerados, sólo Argentina exporta una mayor proporción de su producción. Como consecuencia se observa que dicho coeficiente responde mayoritariamente al comportamiento del resto de los exportadores.

Por su parte, la ocurrencia de al menos un caso de la enfermedad BSE en el país importador, tuvo un efecto negativo sobre el comercio de harina de soja, por lo menos en el corto plazo. El coeficiente indica que, durante aquellos años en los cuales se detectó algún caso de BSE en el país importador, las compras de harina de soja cayeron en promedio un 65%. En relación a los resultados obtenidos, Pickelsimer y Wahl (2002) indican que la enfermedad BSE ha impactado negativamente sobre la confianza del consumidor en el Reino Unido y Europa en general, respecto a la seguridad en el suministro de carne vacuna, y sobre el sistema de provisión de alimentos en su totalidad. Este resultado no indica que a mediano y largo plazo, la demanda de harina de soja no se haya favorecido debido a la sustitución de harina de carne y hueso, y por el cambio en los patrones de consumo en favor de la carne de cerdo y pollo, sino que dichos efectos no pueden ser captados en el modelo en función del tiempo necesario que conllevan los diferentes ajustes y re-conversiones en los distintos sistemas productivos. Por ende, debe interpretarse como un “shock” negativo de demanda a corto plazo.

3.6. Síntesis del Capítulo

El objetivo de este capítulo consistió en estimar las elasticidades del comercio internacional de harina de soja respecto a las principales variables gravitacionales. Para ello, se presentó en la sección 3.2 el modelo teórico utilizado. En la sección 3.3 se presentó en primer lugar la especificación econométrica del modelo gravitacional y las distintas covariables seleccionadas. A su vez, se desarrolló de manera simplificada el problema de sesgo del estimador MCO al linealizar la ecuación gravitacional mediante el logaritmo neperiano, y luego, en la subsección 3.3.3 se presentó el estimador PPML y las pruebas econométricas realizadas. En la subsección 3.3.4 se realizó una descripción de las distintas fuentes de información consultadas, y del tratamiento y construcción de las variables que se utilizaron en la estimación. La descripción de las distintas variables se desarrolló en la sección 3.4. Los resultados de los distintos modelos se presentaron en la sección 3.5. Del conjunto de variables gravitacionales seleccionadas, se destacó la relevancia de la distancia, el lenguaje, la existencia de acuerdos regionales de comercio y el costo de transporte y seguro como factores determinantes del comercio de harina de soja. De esta forma, se verificaron las hipótesis planteadas en relación a dichas variables, mientras que no se encontró evidencia a favor de una relación directa

entre frontera y flujo comercial, como así también, entre lazos coloniales y comercio de harina de soja. Por último, a partir del modelo que incorpora el comercio intra-nacional, se observó que la enfermedad BSE tuvo un impacto negativo sobre los flujos de comercio de harina de soja, al menos en el corto plazo.

Capítulo 4

Conclusiones Generales

El objetivo general de esta tesis consistió en conocer y estimar las elasticidades del comercio mundial de harina de soja, considerando la importancia de esta *commodity* para Argentina. Para esto, se utilizó un enfoque microeconómico en el cual la hipótesis de Armington sirvió de guía para modelar la conducta de los países demandantes de harina de soja. En cuanto al abordaje econométrico, se formularon distintos modelos pertenecientes al campo de la econometría de datos en panel, utilizando un enfoque de sistema en el capítulo 2, y un enfoque uniecuacional en el capítulo 3.

En el capítulo 1, se intentó mostrar la relevancia del complejo sojero en Argentina, a partir de la descripción de las principales variables que hacen a su desenvolvimiento. Este complejo, ha alcanzado un elevado nivel de competitividad, ya sea al compararlo con otros sectores de la economía argentina, como en términos de la participación en los mercados internacionales. En lo que respecta al mercado internacional de harina de soja, se observó que el incremento en la demanda de los principales países importadores, estuvo acompañado por un incremento significativo de la población y una mejora en los ingresos de la misma. Ésto a su vez, impactó directamente sobre el consumo de alimentos, y principalmente en la producción y consumo de carnes, del cual la harina de soja es uno de sus principales insumos.

Como corolario de lo anterior, en el capítulo 2, se analizaron los determinantes microeconómicos de la demanda de importaciones de harina de soja. Para ello, se planteó bajo el enfoque dual, una función de costos translogarítmica, a partir de la cual, se derivaron las demandas condicionadas de insumos para los principales países importadores. Con relación a las hipótesis planteadas en la introducción de esta tesis, se observó que en términos generales, la demanda de harina de soja resultó inelástica. Sin embargo, al analizar las elasticidades precio por país, los resultados difieren en función del peso que tiene este insumo en el gasto total, como así también, de acuerdo a la capacidad de procesamiento de soja que

posean los países. Lo mismo puede concluirse respecto a las elasticidades insumo-producto. Si bien se observó que las demandas de insumos resultaron más elásticas a la producción de pollo y cerdo, en correspondencia con la hipótesis formulada, también se observó del análisis individual, la relevancia que posee el perfil de especialización en la producción de carnes, y no sólo el volumen de las mismas. A partir del indicador de posicionamiento competitivo propuesto en el mismo capítulo, se observó que Argentina mantuvo un mejor posicionamiento que Brasil y Estados Unidos en un mayor número de mercados. A su vez, y teniendo en cuenta los 26 países seleccionados como los principales importadores, Argentina mejoró su posicionamiento general hasta el año 2007. A partir del año 2008 y hasta el año 2013, se observó cierto deterioro en la competitividad de este país. De este último sub-período, se destaca que la competencia en esos mercados, se ha dado principalmente entre Argentina y Estados Unidos. Sobre estas conclusiones cabe realizar una aclaración no menor para Argentina. El posicionamiento de los exportadores de harina de soja, se ve influenciado por la posibilidad que tengan los países de sustituir harina importada por harina producida internamente. Con relación a ésto, cabe señalar que aquellos países que cuentan con una elevada capacidad de procesamiento, importan soja principalmente de Brasil y Estados Unidos. Por lo tanto, Argentina no sólo compite con la harina proveniente de Brasil y Estados Unidos, sino también, con la soja proveniente de esos países, que luego es procesada.

En el capítulo 3 se analizaron aquellos determinantes de índole natural, cultural y de política comercial que inciden sobre el mercado internacional de harina de soja. Para estimar las elasticidades del comercio internacional se desarrollaron diferentes especificaciones del modelo gravitacional. Del conjunto de variables gravitacionales seleccionadas, se encontró que la distancia afecta negativamente a los flujos bilaterales de harina de soja, mientras que el lenguaje y la existencia de acuerdos regionales de comercio repercute positivamente sobre el comercio internacional de harina de soja. Por su parte, el hecho de que los países compartan frontera y lazos coloniales, parece no incidir sobre el comercio de este producto. A partir de las distintas variantes planteadas de la ecuación gravitacional y la incorporación de los costos de transporte, aproximados mediante el ratio entre el precio CIF y el precio FOB, pueden realizarse las siguientes consideraciones. En primer lugar, de los resultados obtenidos, se observó cierta inconsistencia teórica respecto a la especificación funcional de los costos de transacción. En este sentido, y al menos bajo el modelo gravitacional escogido, la función de costos de transacción utilizada tradicionalmente en las distintas aplicaciones, se justifica más bien empíricamente que en términos teóricos. En segundo lugar, si bien se observó que la elasticidad respecto a los costos de transporte y seguro resultó

estadísticamente significativa y con el signo esperado, es probable que por errores de medida en los datos de comercio se encuentre subestimada. Teniendo en cuenta que la misma representa además la elasticidad de sustitución, resulta necesario profundizar el análisis en este aspecto, dada la importancia que posee esta medida como herramienta para la valoración del bienestar de la sociedad (FAO, 2005).

Por la propia naturaleza del trabajo de investigación, la cual exige un recorte del objeto de estudio, resulta necesario señalar algunos de los elementos que han quedado fuera del mismo, y que funcionan como disparadores de futuras investigaciones. En primer lugar, respecto a la estimación econométrica de los parámetros del sistema de ecuaciones en el capítulo 2, resulta interesante complementar los resultados obtenidos mediante la utilización de métodos robustos en el marco de datos en panel (e.g. Aquarola & Čížek, 2012; Baltagi & Bresson, 2015; Bramati & Croux, 2007; Verardi & Wagner, 2011).

Como segundo punto, se encuentra el rol de las empresas multinacionales que participan en el comercio internacional de harina de soja. Cabe notar, que estas compañías poseen oficinas, facilidades y distintas marcas tanto en países productores como en países consumidores, y las transacciones son generalmente con sus propias filiales (Da Silva Oliveira, 2016). Sin embargo, los determinantes analizados aquí, pueden considerarse anteriores u orientadores de las decisiones de estas empresas. Esto se observa por ejemplo, en la decisión de apertura de filiales por parte de estas compañías en aquellos países que muestran un mayor dinamismo (USSEC-USB, 2011). Modelar la conducta de estas firmas en el comercio internacional de harina de soja, y las interrelaciones con los determinantes de oferta y demanda de los países, resulta de sumo interés para llevar a cabo en posteriores investigaciones¹.

Como se observó a lo largo de esta tesis, los países demandan fundamentalmente proteínas para la producción de carnes, ya sea a partir de harina de soja importada como de harina producida mediante soja importada. Una posible extensión del capítulo 3, consistiría en la especificación de un modelo gravitacional ampliado de los flujos de proteína, lo que permitiría comprender de mejor forma los nexos entre los mercados internacionales de la soja y harina de soja.

Queda claro, a partir del problema de investigación abordado en esta tesis, la importancia que posee el complejo sojero en la estructura económica de Argentina. Por un lado, representa el mayor generador de divisas y una de las principales fuentes de recaudación fiscal vía retenciones, además de los efectos económico-productivos que genera sobre sectores conexos. Sin embargo, este tipo de inserción en el comercio internacional, trae aparejado ciertas vulnerabilidades:

¹Turzi (2017) ofrece un análisis político-institucional relacionado a esta problemática, concentrado principalmente en Argentina, Brasil y Paraguay.

volatilidad de precios internacionales que impacta desmedidamente sobre los ciclos económicos, dependencia excesiva de *commodities* y características de una economía de enclave (Turzi, 2017). A su vez, esto puede profundizarse aún más si los países que importan harina de soja adoptan políticas de agregación local de valor, privilegiando entonces las importaciones de porotos soja. Para finalizar —y tomándome la licencia de utilizar la primera persona del singular— espero que los resultados alcanzados en esta tesis, constituyan un aporte para la discusión de esta problemática, de carácter fundamental para el desarrollo de la economía argentina.

Bibliografía

- [1] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6): 716-723.
- [2] Allen, R. (1938). *Mathematical Analysis for Economists*. London, Macmillan.
- [3] Allen, R y J. Hicks (1934). A reconsideration of the theory of value, II. *Economica*, 1: 196–219.
- [4] Anderson, J. (1979). A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *American Economic Review*, 69(1): 106-116.
- [5] Anderson, J. y van Wincoop, E. (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *The American Economic Review*, 93(1): 170-192.
- [6] Anderson, J. y van Wincoop, E. (2004). Trade Costs. *Journal of Economics Literature*, 43(3): 691-751.
- [7] Andino, J., Mulik, K. y Koo, W. (2006). The Impact of Brazil and Argentina's Currency Devaluation on U.S. Soybean Trade. Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Long Beach, California, July 23-26.
- [8] Aquarosa, M. y Čížek, P. (2012). One-step robust estimation of fixed-effects panel data models. *Computational Statistics and Data Analysis*, 57: 536–548.
- [9] Arita, S., Mitchell, L. y Beckman, J. (2015). Estimating the Effects of Selected Sanitary and Phytosanitary Measures and Technical Barriers to Trade on US-EU Agricultural Trade. ERR-199, U.S. Department of Agriculture, Economic Research Service, November 2015.
- [10] Armington, P. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *International Monetary Fund Staff Papers*, 16(1): 159-178.
- [11] Arruda Coronel, D., Lopes Amorin, A., Braga, M. y Carvalho Campos, A. (2010). Poder de Mercado das Exportacoes de Farelo de Soja: Uma Análise via Demanda Residual, *R. Econ. contemp.*, Rio de Janeiro, 14(3): 587-612.
- [12] Arshad, F. y Hameed, A. (2009). The long run relationship between petroleum and cereals price. *Global Economy & Finance*, 2(1): 91-100.

- [13] Ashlock, L., Rodibaugh, R., Hettiarachchy, N. y Proctor, A. (2001). Processing and Utilization. In *Arkansas Soybean Handbook*, Soybean Commodity Committee of the Cooperative Extension Service, University of Arkansas.
- [14] Avalos, F. y Lombardi, M. (2015). The biofuel connection: impact of US regulation on oil and food prices. BIS Working Papers N^o 487.
- [15] Baccar, S. (1995). Reliability of the Translog Cost Function: Some Theory & an Application to the Demand of Energy in French Manufacturing. MPRA Paper N^o 53987.
- [16] Baier, S. y Bergstrand, J. (2007). Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? *Journal of International Economics*, 71(1): 72–95.
- [17] Baier, S., Kerr, A. y Yotov, Y. (2017). Gravity, Distance, and International Trade, CESifo Working Paper, No. 6357, Center for Economic Studies and Ifo Institute (CESifo), Munich.
- [18] Bakhat, M. y , Klaas Würzburg, K. (2013). Price Relationships of Crude Oil and Food Commodities. WP FA06/2013.
- [19] Balassa, B. (1965). Trade Liberalisation and “Revealed” Comparative Advantage. *The Manchester School of Economics and Social Studies*, 33(2): 99-123.
- [20] Baltagi, B. (1980). On seemingly unrelated regressions with error component. *Econometrica*, 48(6): 1547-1551.
- [21] Baltagi, B. (2008). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- [22] Baltagi, B. y Bresson, G. (2015). Robust panel data methods and influential observations. In Baltagi, B. (Ed.), *The Oxford Handbook of Panel Data*, Oxford University Press.
- [23] Baltagi, B., Griffin, J. y Rich, D. (1995). The Measurement of Firm-Specific Indexes of Technical Change. *The Review of Economics and Statistics*, 77(4): 654-663.
- [24] Baltagi, B. y Rich, D. (2005). Skill-biased technical change in U.S. manufacturing: a general index approach. *Journal of Econometrics*, 126: 549-570.
- [25] Banerjee, M. (1998). Cook's Distance in Linear Longitudinal Models. *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 27(12): 2973-2983.
- [26] Banerjee, M. y Frees, E. (1997). Influence Diagnostics for Linear Longitudinal Models. *Journal of the American Statistical Association*, 92(439): 999-1005.
- [27] Bastianin, A., Galeotti, M. y Manera, M. (2013). Biofuels and Food Prices: Searching for the Causal Link. Working Paper N^o 55, The Center for Research on Energy and Environmental Economics and Policy at Bocconi University.

- [28] Bender Filho, R., Lopes Amorin, A., Pinheiro de Sousa, E. y Arruda Coronel, D. (2013). Relationship between exchange rate and export prices of soybean complex products. *Revista Ciencias Administrativas*, 19(1): 121-144.
- [29] Bentivoglio, D., Finco, A., Bacchi, M. y Spedicato, G. (2014). *International Journal of Global Energy Issues*, 37(5/6): 220-235.
- [30] Bergstrand, J. (1985). The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundation and Empirical Evidence. *Review of Economics and Statistics*, 67(3): 474-481.
- [31] 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.
- [32] Bezlepkina, I., Oude Lansink, A. y Oskam, A. (2005). Effects of subsidies in Russian dairy farming. *Agricultural Economics*, 33: 277-288.
- [33] Bisang, R., Anlló, G., Campi, M. (2009). Cadenas de Valor en la Agroindustria. En Kosacoff, B. y R. Mercado, R. (Eds.), *La Argentina ante la nueva internacionalización de la producción. Crisis y Oportunidades*. CEPAL-ONUD, Buenos Aires.
- [34] 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.
- [35] Boelaert, F., Hugas, M., Ortiz Pelaez, A., Rizzi, V., Stella, P. y Van Der Stede, Y. (2016). The European Union summary report on data of the surveillance of ruminants for the presence of transmissible spongiform encephalopathies (TSEs) in 2015. *EFSA Journal*, 14(12): 62 pp.
- [36] Boer, H.C. de, van Krimpen, M.M., Blonk, H. y Tyszler, M. (2014). Replacement of soybean meal in compound feed by European protein sources. Effects on carbon footprint. Wageningen, Wageningen UR (University & Research centre) Livestock Research, Livestock Research Report 819.
- [37] Bosker, M. y Buringh, E. (2018). Ice(berg) Transport Costs. CESifo Working Paper Series 6881, CESifo Group Munich.
- [38] Bramati, M.C. y Croux, C. (2007). Robust estimators for the fixed effects panel data model. *Econometrics Journal*, 10: 521-540.
- [39] 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.
- [40] Busse, S. y Ihle, R. (2009). German Rapeseed Oil and Biodiesel Pricing un-

der Changing Market Conditions: A Markov-switching Vector Error Correction Model Approach. Contributed Paper prepared for presentation at the International Association of Agricultural Economists Conference, Beijing, China, August 16-22.

[41] Cardamone, P. (2011). The effect of preferential trade agreements on monthly fruit exports to the European Union. *European Review of Agricultural Economics*, 38(4): 553-586.

[42] Cameron, A. y Trivedi, P. (2009). *Microeconometrics Using Stata*. Stata Press, Texas.

[43] Castillo, P. (2008). Expansión Regional del Cultivo de Soja en Argentina. Centro Interdisciplinario de Estudios Agrarios, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de Buenos Aires.

[44] Chara, A., Vicentin Masaro, J. y Benavidez, P. (2019). La Estabilidad Macroeconómica y el Comercio entre Mercosur-Unión Europea. XI Jornadas Interdisciplinarias de Estudios Agrarios (UBA), Buenos Aires, 5 al 8 de noviembre.

[45] Chen, W., Marchant, M. y Muhammad, A. (2010). China's soybean imports. Price impacts using a production system approach. Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Orlando, FL, February 6-9.

[46] Chen, W., Marchant, M. y Song, B. (2009). Impacts of China's Food Consumption on U.S. Soybean Exports. Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Atlanta, Georgia, January 31-February 3.

[47] Christensen, L. y Greene, W. (1976). Economies of Scale in US electric power generation, *Journal of Political Economy*, 84: 655-676.

[48] 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.

[49] Clapp, J. (2017). Food self-sufficiency: Making sense of it, and when it makes sense. *Food Policy*, 66: 88-96.

[50] 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.

[51] Correia, S., Guimaraes, P. y Zylkin, T. (2019a). Verifying the Existence of Maximum Likelihood Estimates for Generalized Linear Models. Technical report, University of Richmond.

- [52] Correia, S., Guimaraes, P. y Zylkin, T. (2019b). PPMLHDFE: Fast Poisson Estimation with High-Dimensional Fixed Effects. Technical report, University of Richmond.
- [53] Croissant, Y. y Millo, G. (2008). Panel data econometrics in R: the plm package. *Journal of Statistical Software*, 27(2), 1-43.
- [54] Coronel, M. (2014a). Determinantes de las Exportaciones Argentinas de Harina de Soja hacia Europa. Un análisis de Cointegración. En *Encuentro de Jóvenes Investigadores 2013, Colección Ciencia y Técnica*, comp. Erica Hynes, Daniel Comba y Damian Ramajo, Universidad Nacional del Litoral.
- [55] Coronel, M. (2014b). Concentración de la Oferta Exportable de Aceite y Harina de Soja. XI Jornadas de Investigación, Facultad de Ciencias Económicas-UNL, 19 y 20 de Noviembre.
- [56] Coronel, M. (2016). Demanda mundial de harina de soja: un enfoque dual. XLVII Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria, Mar del Plata, 19-21 Octubre.
- [57] Coronel, M. (2018). Comparación de estimadores en el marco de los modelos gravitacionales. Aplicación al comercio internacional de harina de soja. XIII Jornadas de Investigación FCE-UNL, Santa Fe, Octubre.
- [58] Coronel, M. y Depetris Guiguet, E. (2016a). Elasticidades de la demanda de harina de soja argentina: un enfoque diferencial. XII Jornadas de Investigación de la FCE, 17-18 Noviembre.
- [59] Coronel, M. y Depetris Guiguet, E. (2016b). Relevancia de las exportaciones argentinas de harina de soja en la producción mundial de carnes. Seminario-Taller de Investigación y Debate: Situación reciente, problemas actuales y perspectivas futuras de la producción y comercialización de granos, Buenos Aires, Noviembre.
- [60] Coronel, M. y García Arancibia, R. (2019). La Producción de Carne como Determinante de las Importaciones de Harina de Soja. Un Análisis a Partir de las Elasticidades Insumo-Producto. L Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria, Buenos Aires, Noviembre.
- [61] Coronel, M., García Arancibia, R. y Depetris Guiguet, E. (2014). Efecto del tipo de cambio real sobre la oferta de productos lácteos argentinos. *Visión de Futuro*, 18(1): 193-212.
- [62] Cook, R. (1977). Detection of Influential Observation in Linear Regression. *Technometrics*, 19(1): 15-18.
- [63] Cuevas, V. (2010). México: dinámica de las exportaciones manufactureras. *Revista Cepal*, 102: 174.

- [64] Da Silva Oliveira, P. (2016). Technological gap, demand lag and trade: a case study on GM-soybeans. Doctoral Thesis, Universidade Estadual de Campinas, Instituto de Economía.
- [65] Dal Bianco, A. Boatto, V., Caracciolo, F. y Santeramo, F. (2016) Tariffs and non-tariff frictions in the world wine trade. *Eur Rev Agr Econ*, 43(1): 31-57.
- [66] Dal Bianco, A., Estrella-Orrego, M., Boatto, V. y Gennari, A. (2017). Is Mercosur promoting trade? Insights from Argentinean wine exports. *Spanish Journal of Agricultural Research*, 15(1): 1-10.
- [67] 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.
- [68] Dascal, D., Mattas, K. y Tzouvelekas, V. (2002). An analysis of EU wine trade: a gravity model approach. *International Advances in Economic Research*, 8(2): 135-147.
- [69] Deardorff, A. (1998). Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?, in Frankel, J. (ed), *The Regionalization of the World Economy*, University of Chicago Press.
- [70] Deb, P., Manning, W. y Norton, E. (2013). Modeling Health Care Costs and Counts. International Health Economic Association Congress, Sidney.
- [71] Deodhar, S. y Sheldon, I. (1997). Market Power in the World Market for Soybean Exports. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 22(1): 78-86.
- [72] Depetris Guiguet, E., García Arancibia, R. y Coronel, M. (2013). Impacto del Mercado Doméstico sobre las Exportaciones Lácteas Santafesinas. *Ciencias Agronómicas*, 21: 27-32.
- [73] Depetris Guiguet, E., García Arancibia, R. y Rossini, G. (2010). Consistencia de indicadores de especialización en el comercio internacional. Aplicación al caso de la mantequilla en Argentina y Uruguay. *Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa*, (9): 85-105.
- [74] Depetris Guiguet, E., García Arancibia, R., Rossini, G., Vicentin Masaro, J. y Coronel, M. (2013). *Cambios en la competitividad del complejo lácteo santafesino*. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional del Litoral: https://fce.unl.edu.ar/iecal/informe_final_acls.pdf
- [75] Depetris Guiguet, E., García Arancibia, R. y Vicentin Masaro, J. (2014). Elasticidad Uso de la Tierra en Argentina. XLV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria y IV Congreso Regional, Buenos Aires.
- [76] Depetris Guiguet, E., Rossini, G., García Arancibia, R. y Vicentin Masa-

- ro, J. (2011). *Competitividad del complejo lácteo santafesino*. Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional del Litoral: <https://fce.unl.edu.ar/iecal/competitividad-complejo-lacteo-santafesino.pdf>
- [77] Dickey, D. y Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427–431.
- [78] Eaton, J. y Kortum, S. (2002). Technology, Geography and Trade. *Econometrica*, 70(5): 1741-1779.
- [79] Egger, P. y Larch, M. (2008). Interdependent Preferential Trade Agreement Membership: an Empirical Analysis. *Journal of International Economics*, 76: 384-399.
- [80] Egger, P. y Staub, K. (2016). GLM Estimation of Trade Gravity Models with Fixed Effects. *Empirical Economics*, 50: 137-175.
- [81] FAO (2003). *Protein sources for the animal feed industry*. Expert Consultation and Workshop, Bangkok, 29 April-3 May 2002: <http://www.fao.org/3/y5019e/y5019e00.htm#Contents>
- [82] FAO (2005). Modelos de simulación de las políticas comerciales: Estimando las repercusiones mundiales de la reforma de las políticas comerciales durante la Ronda de Doha. Notas técnicas de la FAO sobre políticas comerciales, N^o 13.
- [83] FAO (2012). FAO Statistical Yearbook 2012. World Food and Agriculture: <http://www.fao.org/3/i2490e/i2490e00.htm>
- [84] Feenstra, R. (2004). *Advanced International Trade: Theory and Evidence*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- [85] Feenstra, R. y Romalis, J. (2014). International Prices and Endogenous Quality. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(2):477-527.
- [86] Flach, L. y Unger, F. (2018). Quality and Gravity in International Trade. University of Munich, CESifo and CEPR.
- [87] Frankel, J. (1997). *Regional Trading Blocs in the World Economics System*. Institute for International Economics, Washington.
- [88] Frankel, J. y Wei, S. (1993). Trade Blocs and Currency Blocs, NBER working paper no. 4335.
- [89] Freitas de Campos, L. y Schneider Braun, M. (2017). Barreiras comerciais sobre a exportação agrícola paranaense: aplicação de um modelo gravitacional e reflexos da crise de 2008. *Revista Interdisciplinaria de Estudos Agrários*, 47: 37-74.
- [90] Frondel, M. (2010). *Substitution elasticities: a theoretical and empirical ap-*

plication (Discussion Paper N 33). SFB 823.

[91] 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.

[92] Gallant, A. (1982). Unbiased determination of production technologies. *Journal of Econometrics*, 20(2), 285-323.

[93] García Arancibia, R. (2017). Elasticidades de la demanda mundial de lácteos argentinos y su posicionamiento competitivo. *Revista de Economía del Rosario*, 20(2): 275-306.

[94] García Arancibia, R., Coronel, M., Depetris Guiguet, E. y Vicentin Masaro, J. (2018). Dinámica del comercio de leche en polvo del Mercosur: un análisis gravitacional. XLIX Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria, Octubre, Santa Fe.

[95] García Arancibia, R., Depetris Guiguet, E., Rossini, G. y Coronel, M. (2016). Land Allocation Among the Main Crops in Argentina: Estimation of Price and Land Elasticities. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 4(3): 63-75.

[96] Gaulier, G., Mirza, D., Turban, S. y Zignago, S. (2008). International Transportation Costs Around the World: a New CIF/FOB rates Dataset. CEPII.

[97] Granger, C.W.J. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of Econometrics*, 23: 121-130.

[98] Greene, W. (2012). *Econometric Analysis*. 7^o ed, Pearson, New York.

[99] Hannan, E. y Quinn, B. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 41: 190-195.

[100] Hausman, J. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.

[101] 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.

[102] Heid, B., Larch, M. y Yotov, Y. (2017). Estimating the Effects of Non-discriminatory Trade Policies within Structural Gravity Models. CESifo Working Paper, No. 6735, Center for Economic Studies and Ifo Institute (CESifo), Munich.

[103] Heien, D. y Pick, D. (1991). The Structure of International Demand for Soybean Products. *Southern Journal of Agricultural Economics*, 23(1): 137-146.

[104] Helpman, E., Melitz, M. y Rubinstein, Y. (2008). Estimating trade flows: trading partners and trading volumes. *The Quarterly Journal of Economics*, CX-XIII(2): 441-487.

- [105] Hsiao, C. (2014) *Analysis of panel data*. Cambridge University Press.
- [106] Hummels, D. y Schaur, G. (2012). Time as a Trade Barrier. NBER Working Paper N^o w17758.
- [107] INDEC (2019). Instituto Nacional de Estadísticas y Censos:
- [108] Jayasinghe, S. y Sarker, S. (2008). Effects of Regional Trade Agreements on Trade in Agrifood products: Evidence from Gravity Modeling using disaggregated data. *Review of Agricultural Economics*, 30(1): 61-81.
- [109] Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231–254.
- [110] Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59: 1551–1580.
- [111] Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford, Oxford University Press.
- [112] Karemera, D., Rienstra-Munnicha, P. y Onyeocha, J. (2009). Free Trade Effects of NAFTA & the Impact of Exchange Rate Volatility on Vegetable & Fruit Trade Flows. *Journal of Economics Integration*, 24(1): 116-134.
- [113] Karemera, D., Whitesides, L. y Smalls, G. (2017). The Impacts of Regional Free Trade Agreements and exchange rate volatility on world vegetable and fruit trade flow. *International Journal of Food and Agricultural Economics*, 5(4): 25-39.
- [114] Knipscheer, H., Hill, L. y Dixon, B. (1982). Demand elasticities for soybean meal in the European Community. *American Journal of Agricultural Economics*, 64(2): 249-253.
- [115] Kmenta, J. y Gilbert, R. (1968). Small Sample Properties of Alternative Estimators of Seemingly Unrelated Regressions. *Journal of the American Statistical Association*, 63: 1180-1200.
- [116] Koo, W., Karemera, D. y Taylor, R. (1994), A gravity model analysis of meat trade policies. *Agricultural Economics*, 10(1): 81-88.
- [117] Krugman, P. (1979). Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade. *Journal of International Economics*, 9: 469-479.
- [118] Krugman, P. (1980). Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. *American Economic Review*, 70(5): 950-959.
- [119] Kruppa, B. (2010). The impact of the EU GMO policy on the competitiveness of the livestock industry. *Studies in Agricultural Economics*, (112): 97-108.
- [120] Larch, M. y Yotov, Y. (2016). General Equilibrium Trade Policy Analysis with Structural Gravity. Wto working paper ersd-2016-08, World Trade Organi-

zation.

[121] Laursen, K. (1998). Revealed Comparative Advantage and the Alternatives as Measures of International Specialisation. DRUID Working Paper No. 98-30.

[122] Márquez Ramos, L. Martínez Zarzoso, I., Pérez García, E. y Wilmsmeier, G. (2007). Determinantes de los costes de transporte marítimos: el caso de las exportaciones españolas. *Comercio Internacional y Costos de Transporte*, N^o 834, Enero-Febrero.

[123] McLaren, K. y Zhao, X. (2009). The econometric specification of input demand systems implied by cost function representations. Monash Econometrics and Business Statistics Working Papers.

[124] Margarido, M., Turolla, F. y Bueno, C. (2007). The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade. *Nova Economia*, 17(2): 241-270.

[125] Manning, W. y Mullahy J. (2001). Estimating Log Models: To Transform or Not to Transform? *Journal of Health Economics*, 20: 461-494.

[126] Masuda, T. y Goldsmith, P. (2009). World Soybean Demand: An Elasticity Analysis and Long-Term Projections. Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's 2009 AAEA & ACCI Joint Annual Meeting, Milwaukee, WI, July 26-28.

[127] Masuda, T. y Goldsmith, P. (2012). China's Meat and Egg Production and Soybean Meal Demand for Feed: An Elasticity Analysis and Long-Term Projections. *International Food and Agribusiness Management Review*, 15(3): 35-54.

[128] Mayer, T. y Zignago, S. (2011). Notes on CEPII's Distances Measures: The GeoDist Database. CEPII, WP No 2011-25.

[129] McCullagh, P. (1983). Quasi-Likelihood Functions. *The Annals of Statistics*, 11(1): 59-67.

[130] McCullagh, P. y Nelder, J. (1989). *Generalized Linear Models*. Second Edition, Monographs on Statistics and Applied Probability 37, Springer Science and Business Media, B.V.

[131] McFadden, D. (1963). Constant elasticity of substitution production functions. *Review of Economic Studies*, 30, 73-83.

[132] Meilke, K. y Swidinsky, M. (1998). *An evaluation of oilseed trade liberalization*. Trade research series, Agriculture and Agrifood Canada, Ottawa, July.

[133] 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.

- [134] Melitz, M. (2003). The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71(6): 1695-1725.
- [135] Morishima, M. (1967). A few suggestions on the theory of elasticity. *Economic Review*, 16, 144–150.
- [136] Moss, Charles B. (2016). *Production Economics: An Empirical Approach*, Draft Textbook Online: <https://phdeconomicsgcuf.files.wordpress.com/2016/10/production-economics-charlus-b-mos.pdf>
- [137] Nakajima, T. (2011). Asymmetric price transmission in the U.S. soybean export. *International Journal of Agricultural Research*, 6(4): 368-376.
- [138] Nakajima, T. (2012). Estimating Time Variation of Market Power: Case of U.S. Soybean Exports. Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's 2012 AAEA Annual Meeting, Seattle, Washington, August 12-14.
- [139] Natale, F., Borrello, A. y Motova, A.(2015). Analysis of the determinants of international sea food trade using a gravity model. *Marine Policy*, 60: 98–106.
- [140] Oberhofer, W. y Kmenta, J. (1974). A General Procedure for Obtaining Maximum Likelihood Estimates in Generalized Regression Models. *Econometrica*, 42: 579-590.
- [141] OECD AGLINK (1996). Model Documentation. AGR/DAA(96), Paris.
- [142] OCDE-FAO (2013). OCDE-FAO Perspectivas Agrícolas 2013-2022, Texcoco, Estado de México, Universidad Autónoma Chapingo: <http://www.fao.org/3/i3307s/i3307s.pdf>
- [143] Odeh, O. y Peterson, H. (2003). The Impacts of Market Power and Exchange Rates on Prices of European Union Soybean Imports. Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Mobile, Alabama, February 1-5.
- [144] Pesaran, M. y Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economic Letters*, 58(1): 17-29.
- [145] Phillips, P. y Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75: 335-346.
- [146] Pickelsimer, C. y Wahl, T. (2002). Mad Cow Disease: Implications For World Beef Trade. IMPACT Center Information Series N^o 96, August.
- [147] Piermartini, R. y Yotov, Y. (2016). Estimating Trade Policy Effects with Structural Gravity. WTO Staff Working Paper, No. ERSD-2016-10, World Trade Organization (WTO), Geneva.
- [148] Porter, M. E. (1990). *The Competitive Advantage of Nations*. Free Press,

New York.

- [149] Rossini, G. (2018). Transmisiones de Precios en el Sector Ganadero ante Distintas Condiciones de Mercado. XLIV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria, Santa Fe, 17-19 de Octubre.
- [150] Rossini, G. y Vicentín Masaro, J. (2018a). Factores que Inciden en el Crecimiento de la Oferta de Carne Vacuna: ¿Qué Podemos Esperar en el Corto y Mediano Plazo. *Revista Argentina de Economía Agraria*, 17(1): 31-49
- [151] Rossini, G. y Vicentín Masaro, J. (2018b). Desempeño de la Producción ante Shocks en Factores que Afectan la Oferta y Demanda de Carne Vacuna. *Revista Argentina de Economía Agraria*, 16(1): 53-68.
- [152] Roy, J., Sanstad, A., Sathaye, J. y Khaddaria, R. (2006). Substitution and price elasticity estimates using inter-country pooled data in a translog cost model. *Energy Economics*, 28: 706–719.
- [153] Sabala, E. y Devadoss, S. (2019). Impacts of Chinese Tariff on World Soybean Markets. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 44(2): 291–310.
- [154] Saghaian, S.Y. (2017). Export demand estimation for U.S. corn and soybeans to major destinations. Theses and Dissertations–Agricultural Economics, 53: http://uknowledge.uky.edu/agecon_etds/53
- [155] Santos Silva, J. y Tenreyro, S. (2006). The log of gravity. *Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641–658.
- [156] Serletis, A. y Feng, G. (2015). Imposing Theoretical Regularity on Flexible Functional Forms. *Econometric Review*, 34(1-2): 198-227.
- [157] Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6(2): 461-464.
- [158] Silberberg, E. y Suen, W. (2001). *The Structure of Economics. A Mathematical Analysis*. Third Edition, Mc Graw Hill.
- [159] Song, B., Marchant, M., Reed, M. y Xu, S. (2009). Competitive Analysis and Market Power of China's Soybean Import Market. *International Food and Agribusiness Management Review*, 12(1): 21-42.
- [160] Susanto, D. (2006). *Measuring the Degree of Market Power in the Export Demand for Soybean Complex* (Doctoral dissertation). Faculty of the Louisiana State University and Agricultural and Mechanical College.
- [161] Turzi, M. (2017). *The Political Economy of Agricultural Booms. Managing Soybean Production in Argentina, Brazil, and Paraguay*. Palgrave Macmillan.
- [162] UNCTAD (2019). Liner shipping connectivity index: <https://unctadstat.unctad.org/wds/TableView/tableView.aspx?ReportId=92>

- [163] UNCTAD (2017). Review of maritime transport. UNITED NATIONS PUBLICATION.
- [164] Uri, N. y Hyberg, B. (1994). A reexamination of the U.S. export demand for soybeans and soybean products. *Journal of Agribusiness*, 12(2): 139-156.
- [165] USDA (2016). Oilseeds: World Market and Trade. FAS, december.
- [166] USSEC-STC (2014). Analysis of Transit Times, Transportation Costs and Predictability of Delivery. Prepared by HighQuest Partners for United States Soybean Export Council and Soy Transportation Coalition.
- [167] USSEC-USB (2011). How the Global Oilseed and Grain Trade Works. Prepared by HighQuest Partners and Soyatech for United States Soybean Export Council and United Soybean Board.
- [168] Uzawa, H. (1962). Production functions with constant elasticities of substitution. *Review of Economic Studies*, 29, 291-299.
- [169] van Gelder, J., Kammeraat, K. y Kroes, H. (2008). Soy consumption for feed and fuel in the European Union. Profundo Economic Research.
- [170] Verardi, V. y Wagner, J. (2011). Productivity premia for German manufacturing firms exporting to the Euro-area and beyond: First evidence from robust fixed effects estimations. *The World Economy*, 35(6): 694-712.
- [171] Vicentin Masaro, J., Chara, A. y Benavidez, P. (2019). ¿La Estabilidad Macroeconómica Mejora el Comercio Mercosur-Unión Europea?”. L Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria, Buenos Aires, 30 de octubre al 1 de noviembre.
- [172] Visser, C. de, 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. *Oilseed & Fats Crops and Lipids*, 21(4): 1-8.
- [173] Wang, J. (2016). Analysis of the Factors Influencing Japan's Soybean Import Trade: Based on Gravity Model. *American Journal of Industrial and Business Management*, 6: 109-116.
- [174] 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.
- [175] Wooldridge, J. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press Cambridge, Massachusetts.
- [176] Xia, Y., Houston, J., Escalante, C. y Epperson, J. (2012). Oilseed Trade Flows: A Gravity Model Approach to Transportation Impacts. *Journal of Food*

Distribution Research, 43(1): 35-42.

[177] Yao, G. y Hillberry, R. (2018). Structural Gravity Model Estimates of Nested CES Import Demands for Soybeans. Selected Paper prepared for presentation at the 2018 Agricultural & Applied Economics Association Annual Meeting, Washington, D.C., August 5-August 7.

[178] Yotov, Y., Piermartini, R., Monteiro, J. y Larch, M. (2017). *An Advanced Guide to Trade Policy Analysis: The Structural Gravity Model*. World Trade Organization.

[179] 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.

[180] Zhu, M., Seale, J. y VanSickle, J. (2015). China's soybean import allocation analysis by country-of-origin. Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association's 2015 Annual Meeting, Atlanta, Georgia, January 31-February 3.

Apéndice A

Tablas Auxiliares Capítulo 1

Tabla A.1: Contrastes de raíces unitarias variables en nivel
Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF)

Variable	N° de rezagos	Sin Tendencia	Con Tendencia
p^s	2	-2.112	-2.721
p^h	2	-2.210	-3.028
p^a	2	-2.024	-2.544

Prueba de Phillips-Perron (PP)

Variable	N° de rezagos	Sin Tendencia	Con Tendencia
p^s	4	-6.983	-12.317
p^h	4	-8.172	-16.375
p^a	4	-6.451	-10.205

Nota: 1) El número de rezagos para la prueba ADF se selecciona a partir del criterio AIC. Los valores críticos de tabla al 5 % para la prueba ADF son -2.879 y -3.429 sin y con tendencia respectivamente. 2) Para la prueba PP el número de rezagos se selecciona a partir de la función $\text{int} \left\{ 4(T/100)^{\frac{2}{9}} \right\}$. Los valores críticos al 5 % para la prueba PP son -14 y -21.315 sin y con tendencia respectivamente.

Tabla A.2: Contrastes de raíces unitarias variables en diferencia
Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF)

Variable	N° de rezagos	Sin Tendencia	Con Tendencia
Δp^s	3	-7.186	-
Δp^h	1	-10.488	-
Δp^a	1	-8.72	-

Prueba de Phillips-Perron (PP)

Variable	N° de rezagos	Sin Tendencia	Con Tendencia
Δp^s	4	-168.711	-
Δp^h	4	-186.146	-
Δp^a	4	-163.731	-

Nota: 1) El número de rezagos para la prueba ADF se selecciona a partir del criterio AIC. El valor crítico de tabla al 5 % para la prueba ADF es -2.879.

2) Para la prueba PP el número de rezagos se selecciona a partir de la función $\text{int} \left\{ 4(T/100)^{\frac{2}{5}} \right\}$. El valor crítico al 5 % para la prueba PP es -14.

Tabla A.3: Pruebas de Cointegración

Rezagos	Rango	Estadístico	Valor	Máximo	Valor
		de Traza	Crítico al 1 %	Eigenvalor	Crítico al 1 %
2	0	44.05	35.65	28.89	25.52
2	1*	15.16	20.04	11.60	18.63
2	2	3.56	6.65	3.56	6.65
3	0	56.30	35.65	39.46	25.52
3	1*	16.84	20.04	13.12	18.63
3	2	3.72	6.65	3.72	6.65

Nota: El criterio de Akaike indica la inclusión de 3 rezagos, mientras que los criterios de Hannan-Quin y Schwarz indican la incorporación de 2 rezagos en las pruebas de cointegración.

* indica el número de ecuaciones de cointegración seleccionado.

Tabla A.4: Contrastes de raíces unitarias sobre los residuos del modelo VEC
Prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF)

Variable	N° de rezagos	Sin Tendencia	Con Tendencia
$\hat{c}e_t$	3	-5.524	-

Prueba de Phillips-Perron (PP)

Variable	N° de rezagos	Sin Tendencia	Con Tendencia
$\hat{c}e_t$	4	-47.551	-

Nota: 1) El número de rezagos para la prueba ADF se selecciona a partir del criterio AIC. El valor crítico de tabla al 5 % para la prueba ADF es -2.879.

2) Para la prueba PP el número de rezagos se selecciona a partir de la función $\text{int} \left\{ 4(T/100)^{\frac{2}{5}} \right\}$. El valor crítico al 5 % para la prueba PP es -14.

Apéndice B

Tablas Auxiliares Capítulo 2

Tabla B.1: Parámetros estimados ecuación de costos

	MCO	EF	EA
$\hat{\alpha}_0$	44.0900*** (8.7680)	5.9120 (10.8200)	7.4700 (10.3300)
$\hat{\alpha}_h$	-0.5030 (4.0020)	0.3550 (1.8760)	0.2790 (1.8810)
$\hat{\alpha}_g$	0.0931 (4.1470)	1.7760 (1.9590)	1.4810 (1.9640)
$\hat{\gamma}_{hh}$	-4.6380*** (0.7120)	-1.9540*** (0.3430)	-2.0130*** (0.3440)
$\hat{\gamma}_{hg}$	4.3670*** (0.6320)	1.8220*** (0.3160)	1.8810*** (0.3170)
$\hat{\gamma}_{gg}$	-4.2340*** (0.7050)	-1.7110*** (0.3510)	-1.7650*** (0.3520)
$\hat{\beta}_p$	-3.1890*** (0.6370)	-3.2090*** (0.7030)	-3.2850*** (0.6570)
$\hat{\beta}_a$	-1.6460 (1.1230)	4.0050*** (1.1430)	3.6910*** (1.1010)
$\hat{\beta}_b$	0.3920 (0.6310)	0.0094 (0.8150)	0.3320 (0.7720)
\hat{b}_{pp}	0.1540*** (0.0147)	0.1830*** (0.0231)	0.1770*** (0.0216)
\hat{b}_{pa}	0.0713 (0.0614)	-0.0097 (0.0424)	-0.0052 (0.0416)
\hat{b}_{pb}	0.0448 (0.0426)	0.1190*** (0.0390)	0.1190*** (0.0374)

Continúa en la siguiente página

Tabla B.1 – *Continúa de la página anterior*

	MCO	EF	EA
\hat{b}_{aa}	0.1390 (0.1080)	-0.0381 (0.0902)	-0.0224 (0.0873)
\hat{b}_{ab}	-0.0387 (0.0380)	-0.2090*** (0.0499)	-0.2040*** (0.0471)
\hat{b}_{bb}	-0.0366 (0.0433)	0.1100** (0.0483)	0.0757* (0.0452)
$\hat{\delta}_{hp}$	-0.2100** (0.0866)	0.0187 (0.0416)	0.0167 (0.0417)
$\hat{\delta}_{gp}$	0.1290 (0.0785)	-0.0224 (0.0370)	-0.0112 (0.0370)
$\hat{\delta}_{ha}$	-0.0068 (0.2940)	-0.1200 (0.1390)	-0.1260 (0.1400)
$\hat{\delta}_{ga}$	0.1890 (0.3030)	-0.0284 (0.1390)	-0.0039 (0.1400)
$\hat{\delta}_{hb}$	0.2730 (0.1900)	0.1250 (0.0869)	0.1370 (0.0873)
$\hat{\delta}_{gb}$	-0.2500 (0.1930)	-0.0469 (0.0895)	-0.0583 (0.0896)

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

Errores estándar entre paréntesis.

Tabla B.2: Parámetros estimados ecuación participación harina

	MCO	EF	EA
$\hat{\alpha}_h$	1.0800*** (0.1590)	-0.5400* (0.2920)	-0.4170 (0.2620)
$\hat{\gamma}_{hh}$	-0.1990*** (0.0484)	-0.0859*** (0.0211)	-0.0884*** (0.0212)
$\hat{\gamma}_{hg}$	0.0341 (0.0483)	0.0499** (0.0203)	0.0490** (0.0205)
$\hat{\delta}_{hp}$	0.0348*** (0.0061)	0.0217 (0.0164)	0.0291** (0.0137)
$\hat{\delta}_{ha}$	-0.0676*** (0.0125)	0.0842*** (0.0169)	0.0667*** (0.0161)
$\hat{\delta}_{hb}$	-0.0133 (0.0082)	-0.0330* (0.0168)	-0.0321** (0.0153)

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

Errores estándar entre paréntesis.

Tabla B.3: Parámetros estimados ecuación participación soja

	MCO	EF	EA
$\hat{\alpha}_g$	-0.7930*** (0.1260)	0.5110** (0.2470)	0.2510 (0.2180)
$\hat{\gamma}_{gh}$	0.1530*** (0.0384)	0.0612*** (0.0179)	0.0654*** (0.0180)
$\hat{\gamma}_{gg}$	-0.1120*** (0.0383)	-0.0877*** (0.0172)	-0.0892*** (0.0173)
$\hat{\delta}_{gp}$	0.0241*** (0.0048)	-0.0409*** (0.0139)	-0.0218* (0.0113)
$\hat{\delta}_{ga}$	0.0507*** (0.0099)	-0.0344** (0.0143)	-0.0280** (0.0135)
$\hat{\delta}_{gb}$	0.0026 (0.0065)	0.0581*** (0.0143)	0.0519*** (0.0127)

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

Errores estándar entre paréntesis.

Propiedades Indicador de Posicionamiento Competitivo

Se demuestra en primer lugar, que el indicador IC_{ijt} es decreciente en $s_{g,i}$. Para ésto se analiza el signo de

$$\frac{\partial IC_{ijt}(s_{h,i}, s_{g,i})}{\partial s_{g,i}} = \frac{\partial}{\partial s_{g,i}} \left(\omega_{ijt} \frac{\eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|} \right), \quad (\text{B.1})$$

teniendo en cuenta que las elasticidades precio son funciones de las participaciones de insumos. Como puede observarse en (B.1), $s_{g,i}$ afecta sólomente la elasticidad precio cruzada. Dado que $\omega_{ijt} = \frac{M_{ijt}}{M_{it}} \in [0, 1]$ y $|\eta_{hh,i}(s_{h,i})| > 0$ —que se demuestra luego—, el signo de (B.1) depende del signo de $\frac{\partial \eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{\partial s_{g,i}}$, que está dado por

$$\frac{\partial \eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{\partial s_{g,i}} = \frac{\partial}{\partial s_{g,i}} \left(\frac{\gamma_{gh}}{s_{g,i}} + s_{h,i} \right) = -\frac{\gamma_{gh}}{s_{g,i}^2}. \quad (\text{B.2})$$

A partir de (B.2) se observa que $\frac{\partial \eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{\partial s_{g,i}} < 0$ si $\gamma_{gh} > 0$, la cual es condición suficiente pero no necesaria para que los insumos sean sustitutos. El coeficiente estimado $\hat{\gamma}_{gh} = \hat{\gamma}_{hg}$ es igual a 0.1091 bajo el modelo de efectos fijos y 0.1071 bajo el modelo de efectos aleatorios. Por ende, se cumple esta condición y $\frac{\partial IC_{ijt}(s_{h,i}, s_{g,i})}{\partial s_{g,i}} < 0$.

En segundo lugar, para que el indicador sea creciente en la participación de harina de soja, debe cumplirse que

$$\frac{\partial IC_{ijt}(s_{h,i}, s_{g,i})}{\partial s_{h,i}} = \frac{\partial}{\partial s_{h,i}} \left(\omega_{ijt} \frac{\eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|} \right) > 0. \quad (\text{B.3})$$

El signo de $\frac{\partial IC_{ijt}(s_{h,i}, s_{g,i})}{\partial s_{h,i}}$ depende de la respuesta del cociente $\frac{\eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|}$ ante

variaciones en $s_{h,i}$. Específicamente

$$\frac{\partial \left(\frac{\eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|} \right)}{\partial s_{h,i}} = \frac{\frac{\partial \eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{\partial s_{h,i}} |\eta_{hh,i}(s_{h,i})| - \eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i}) \frac{d|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|}{ds_{h,i}}}{|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|^2}, \quad (\text{B.4})$$

donde se observa que el signo de (B.4) depende del signo del numerador. Derivando $\eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})$ respecto a $s_{h,i}$ se tiene que

$$\frac{\partial \eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{\partial s_{h,i}} = \frac{\partial}{\partial s_{h,i}} \left(\frac{\gamma_{gh}}{s_{g,i}} + s_{h,i} \right) = 1 > 0. \quad (\text{B.5})$$

Por su parte, la elasticidad precio de la demanda de harina de soja es negativa cuando

$$\frac{\gamma_{hh}}{s_{h,i}} + s_{h,i} - 1 < 0, \quad (\text{B.6})$$

lo que equivale a que $\gamma_{hh} < (s_{h,i} - s_{h,i}^2)$. Lo anterior implica una cota superior de 0.25 para γ_{hh} cuando $s_{h,i}=0.5$. La estimación de este parámetro es $\hat{\gamma}_{hh} = -0.11$ y $\hat{\gamma}_{hh} = -0.20$ a partir de los modelos de efectos fijos y aleatorios, respectivamente, con lo cual, $\eta_{hh,i}(s_{h,i}) < 0$ independientemente del valor de $s_{h,i}$, y por ende se cumple que $|\eta_{hh,i}(s_{h,i})| > 0$. Por lo tanto, el primer término del numerador en (B.4) es positivo.

Para que la elasticidad precio cruzada $\eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})$ sea positiva debe darse que $\gamma_{gh} > -s_{h,i}s_{g,i}$, lo cual se cumple en exceso dado que $\hat{\gamma}_{gh} > 0$, como fuera apuntado anteriormente. Queda por analizar sólomente el signo de $\frac{d|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|}{ds_{h,i}}$. Derivando $|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|$ respecto a $s_{h,i}$ se obtiene

$$\frac{d|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|}{ds_{h,i}} = \frac{\gamma_{hh}}{s_{h,i}^2} - 1, \quad (\text{B.7})$$

que es negativa si $\gamma_{hh} < s_{h,i}^2$. Si el valor estimado de γ_{hh} es menor a 0 —que se cumple aquí—, de (B.7) se infiere directamente que $\frac{d|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|}{ds_{h,i}} < 0$ más allá del valor que asuma $s_{h,i}$, indicando que a mayor participación, más inelástica es la demanda de harina de soja. De esta forma, el segundo término del numerador en (B.4) es negativo, y al estar antecedido por el signo (-) implica que el numerador

es positivo. Finalmente, $\frac{\partial \left(\frac{\eta_{gh,i}(s_{h,i}, s_{g,i})}{|\eta_{hh,i}(s_{h,i})|} \right)}{\partial s_{h,i}} > 0$, por lo que se cumple (B.3).

Apéndice C

Tablas Auxiliares Capítulo 3

Tabla C.1: Lista de Países Importadores Modelo Gravitacional

Alemania	Filipinas	Nicaragua
Angola	Finlandia	Nigeria
Arabia Saudita	Fmr Sudán	Noruega
Argelia	Francia	Nueva Caledonia
Argentina	Georgia	Nueva Zelanda
Armenia	Ghana	Omán
Australia	Granada	Pakistán
Austria	Grecia	Panamá
Azerbaiyán	Guatemala	Perú
Bangladesh	Guinea	Polonia
Barbados	Guyana	Portugal
Baréin	Holanda	Qatar
Bélgica	Honduras	Reino Unido
Belize	Hong Kong	República Checa
Bielorusia	Hungría	República de Moldova
Birmania	India	República Dominicana
Brasil	Indonesia	República Unida de Tanzania
Brunéi	Irak	Reunión
Bulgaria	Irán	Ruanda
Cabo Verde	Irlanda	Rumania
Camboya	Islandia	Rusia
Camerún	Israel	Senegal
Candá	Italia	Serbia
Chile	Jamaica	Seychelles

Continúa en la siguiente página

Tabla C.1 – *Continúa de la página anterior*

China	Japón	Singapur
Chipre	Jordania	Siria
Colombia	Kazajistán	Sri Lanka
Congo	Kenia	Sudáfrica
Corea del Sur	Kuwait	Sudán
Costa de Marfil	Letonia	Suecia
Costa Rica	Líbano	Suiza
Croacia	Libia	Surinám
Cuba	Lituania	Tailandia
Dinamarca	Macedonia	Trinidad y Tobago
Ecuador	Madagascar	Túnez
Egipto	Malasia	Turquía
El Salvador	Malawi	Ucrania
Emiratos Árabes Unidos	Malta	Uruguay
Eslovaquia	Marruecos	Venezuela
Eslovenia	Mauricio	Vietnam
España	Méjico	Yemen
Estados Unidos	Mongolia	Zambia
Estonia	Mozambique	Zimbabue
Etiopía	Nepal	

Tabla C.2: Modelos de Poisson sin filtrar observaciones sin efecto exportador-importador

	Valor FOB	Valor CIF	Cantidad
$\ln(dist_{ij})$	-1.4259*** (0.2853)	-1.3797*** (0.2886)	-1.4840*** (0.2985)
$FRONT_{ij}$	-0.0923 (0.3934)	-0.1186 (0.3695)	-0.1610 (0.3834)
$LENG_{ij}$	0.6005** (0.2633)	0.6180** (0.2739)	0.6094** (0.2783)
COL_{ij}	0.2038 (0.4245)	0.1390 (0.4343)	0.1932 (0.4105)
RTA_{ijt}	-0.3130 (0.3312)	-0.3872 (0.3268)	-0.4251 (0.3161)
$\ln(cts_{ijt})$	-0.5256*** (0.1071)	-0.0035 (0.1053)	-0.5079*** (0.0940)
N° Obs.	2852	2852	2852
N° Importadores	88	88	88
R^2	0.7505	0.7321	0.7526
$\hat{\lambda}$	-0.2995	-0.4229	-0.2736
$IC_{\hat{\lambda}}$	[-0.58 , -0.02]	[-0.72 , -0.12]	[-0.59 , 0.04]
RESET	0.9480	0.4440	0.9770
Efecto exp-imp	no	no	no

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

Errores estándar robustos por cluster (exportador-importador) entre paréntesis.

Todas las estimaciones incluyen efecto exportador-tiempo e importador-tiempo.

$IC_{\hat{\lambda}}$ indica los límites inferior y superior del intervalo de confianza al 95 % para $\hat{\lambda}$. RESET indica el p -valor cuando la prueba se realiza incorporando los valores predichos de segundo orden.

Tabla C.3: Modelos de Poisson sin filtrar observaciones

	Valor FOB	Valor CIF	Cantidad
RTA_{ijt}	0.3992 (0.2591)	0.4335 (0.2748)	0.4583 (0.2965)
$\ln(cts_{ijt})$	-0.3421*** (0.0760)	0.2939*** (0.0713)	-0.3491*** (0.0741)
N° Obs.	2802	2802	2802
N° Importadores	83	83	83
R^2	0.9410	0.9321	0.9376
$\hat{\lambda}$	2.3561	0.6449	1.3644
$IC_{\hat{\lambda}}$	[0.34 , 4.36]	[-1.18 , 2.47]	[-0.57 , 3.30]
RESET	0.0000	0.0000	0.0000
Efecto exp-imp	si	si	si

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

Errores estándar robustos por cluster (exportador-importador) entre paréntesis.

Todas las estimaciones incluyen efecto exportador-tiempo e importador-tiempo.

$IC_{\hat{\lambda}}$ indica los límites inferior y superior del intervalo de confianza al 95 % para $\hat{\lambda}$. RESET indica el p -valor cuando la prueba se realiza incorporando

los valores predichos de segundo orden.