

# EFFECTOS DE LOS ESTÁNDARES SANITARIOS SOBRE LAS EXPORTACIONES DEL MERCOSUR<sup>1</sup>

NATALIA FERREIRA-COIMBRA<sup>2</sup>

nataliaferreira@gmail.com

JUAN LABRAGA<sup>3</sup>

jlabraga@gmail.com

Date of reception: June 2015

Date of acceptance: Noviembre 2015

## RESUMEN

En este artículo se analizan -para el período 1983-2013- los efectos comerciales sobre las exportaciones de carne bovina de Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay de las medidas sanitarias en materia de fiebre aftosa (FA), encefalopatía espongiforme bovina (EEB) y la prohibición por parte de la Unión Europea (UE) de la importación de carne producida con ganado que ha sido alimentado con hormonas promotoras del crecimiento así como su consecuente retaliación por parte de Estados Unidos (EEUU). Se estima un modelo gravitacional utilizando una técnica de estimación Poisson de cuasi-máxima-verosimilitud (PPML). Se encuentra que la FA tiene una asociación negativa y significativa con las exportaciones. La controversia UE-EEUU, contra intuitivamente, arroja una significativa asociación negativa a nivel general. Sin embargo, la asociación es positiva sobre las exportaciones de carne de calidad, aproximadas por la carne sin hueso. Este resultado muestra la importancia de incorporar servicios y procesos a los efectos de superar las asimetrías de información que explican la racionalidad de la existencia de los estándares sanitarios.

**Palabras clave:** modelo gravitacional, regresión de Poisson, comercio agro-alimenticio.

**Clasificación JEL:** F14, Q17, C2.

---

1 Este trabajo constituye parte de una investigación realizada gracias al apoyo financiero de la RED SUR y BID INTAL.

Se agradecen los valiosos comentarios de un evaluador anónimo de la Revista de Economía, así como los de Marcel Vaillant, Lucía Pittaluga, Alvaro Lalanne, Carlos Casacuberta, Graciela San Román y a los participantes de la IV Conferencia de REDLAS, 30vas Jornadas Anuales de Economía del BCU, Seminario Interno del dECON, FCS y Seminario Interno de la Maestría en Economía de la Universidad ORT Uruguay.

Como es usual, los errores que aún persistan son de nuestra entera responsabilidad.

2 Economista, especializada en política comercial. Docente e investigador del Departamento de Economía de la Facultad de Ciencias Sociales (UdelaR).

3 Catedrático Asociado de Comercio Internacional en Universidad ORT Uruguay.

**ABSTRACT**

This article quantifies the trade impact of certain sanitary standards over bovine meat exports on Argentina, Brazil, Paraguay and Uruguay. In particular, the Foot-and-Mouse-Disease status (FMD) the status of Bovine spongiform encephalopathy (BSE) and the European Union's decision to ban meat produced with animals treated with growth promotants. We estimated a gravity model using the technique of Poisson pseudo-maximum-likelihood (PPML). We found a negative and significant association between FMD status and exports. In addition and counterintuitively, given that MERCOSUR's countries have never produced meat with animals treated with growth promotants, we found a negative and significant impact of this new standard. However, when the impact is measured only for the boneless meat, proxy of high-quality meat, we found a positive impact. These results show the importance of incorporate services and processes to overcome the effects of information asymmetries, which explain the rationale for the existence of sanitary standards.

**Keywords:** gravity model, Poisson regression, agri-food trade

**JEL classification:** F14, Q17, C2

## INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas se ha asistido a un proceso gradual pero constante de reducción de los componentes “tradicionales” de los costos de comercio. La negociación en el ámbito multilateral, la suscripción de acuerdos comerciales regionales y la apertura unilateral de las economías han llevado a una reducción significativa de las barreras arancelarias. Entre los componentes “no tradicionales”, la mayor contenerización de la carga, el mayor tamaño de los buques y el aumento de la competencia entre compañías navieras han determinado una importante reducción de los costos de transporte (Blyde 2014). Adicionalmente, las nuevas tecnologías de la información y la comunicación han permitido reducir drásticamente otros componentes no tradicionales como las barreras de información y los costos de coordinar tareas a distancia (Baldwin 2011).

Estas tendencias han re-direccionado el foco de atención hacia los efectos de otros componentes de los costos de comercio como ser los requisitos técnicos, las medidas sanitarias y fitosanitarias o los estándares privados. Por sus objetivos explícitos e implícitos, características y diseño, los requisitos técnicos, medidas sanitarias y fitosanitarias o estándares privados tienen efectos comerciales diferentes a los de los aranceles, las prohibiciones o las restricciones cuantitativas. Por un lado, pueden diseñarse y utilizarse con un fin restrictivo, discriminando arbitrariamente al bien importado con respecto a la producción nacional/regional. Por otro lado, pueden otorgarle mayor información (garantías) al consumidor sobre las características, formas de producción y propiedades del producto (inocuidad), lo que eleva la demanda por productos de proveedores que cumplan dichas reglas, estándares y/o requisitos. Por lo que a través del cumplimiento de un estándar se puede lograr la diferenciación de un producto que de otro modo sería un *commodity*.

Lo anterior implica que no sólo hay que ocuparse de cumplir los estándares, sino que tan o más importante es poder demostrar el cumplimiento de los mismos. Dicho de otra forma, parece resultar tan importante como eliminar y controlar el status sanitario en determinada especie, el comunicar y poseer sistemas de información confiables para las autoridades del país importador. Los costos de implementación de estos sistemas de información pueden constituirse en un obstáculo a la hora de conseguir cierto estándar.

Teniendo en cuenta la posibilidad de este efecto dual sobre el comercio internacional, en la última ronda de negociaciones concluidas en el marco de la Organización Mundial del Comercio (OMC) (1994) se establecieron disciplinas específicas en materia de Obstáculos Técnicos al Comercio (OTC) y Medidas Sanitarias y Fitosanitarias (MSF). La parte expositiva del Acuerdo sobre OTC menciona claramente la posibilidad de la existencia de estos efectos contrapuestos:

*“Reconociendo que no debe impedirse a ningún país que adopte las medidas necesarias para asegurar la calidad de sus exportaciones, o para la protección de la salud y la vida de las personas y de los animales o la preservación de los vegetales, para la protección del medio ambiente, o para la prevención de prácticas que puedan inducir a error, a los niveles que considere apropiados, a condición de que no las aplique en forma tal que constituyan un medio de discriminación arbitrario o injustificado entre los países en que prevalezcan las mismas condiciones, o una restricción encubierta del comercio internacional, y de que en lo demás sean conformes a las disposiciones del presente Acuerdo;”* (pág. 1, Acuerdo sobre OTC)

En el marco de la teoría del comercio internacional, el efecto comercial de estas medidas puede afectar tanto el valor (volumen) de las exportaciones a un determinado país (margen intensivo) como el número de exportadores pasibles de vender a determinado mercado (margen extensivo). La dirección e intensidad del efecto dependerá de poseer los sistemas de información (y asumir sus respectivos costos de implementación) que permitan acreditar el cumplimiento por parte de los productores locales y/o de sus competidores de los requisitos establecidos, así como de construir reputación mediante la información en tiempo y forma en materia de incumplimientos.

En la última década diversas investigaciones han abordado el impacto de los requisitos técnicos y las medias sanitarias y fitosanitarias (Disdier et al 2010 y Disdier et al. 2012 y los estándares privados Schuster y Maesters 2013).

En este artículo se analiza, utilizando un modelo gravitacional, los efectos comerciales de algunos estándares sanitarios sobre las exportaciones de carne bovina de Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay para el período 1983-2013. Específicamente se seleccionaron estándares sanitarios

con “a priori” impactos esperados diferentes. En primer lugar se analiza el efecto comercial de la Fiebre Aftosa (FA), enfermedad presente en la región y ausente en los principales mercados desarrollados en el período objeto de estudio, y una enfermedad ausente en la región y presente en los principales mercados de países desarrollados, la Encefalopatía Espongiforme Bovina (EEB) (popularmente conocida como “vaca loca”). Adicionalmente, también se analiza la prohibición por parte de la Unión Europea (UE) de la importación de carne producida con ganado que ha sido alimentado con hormonas promotoras del crecimiento. Esta medida, básicamente EEUU y Canadá utilizaban esta forma de producción mientras que en el MERCOSUR no se utiliza, sería esperable que tuviera un efecto positivo en las exportaciones de carne bovina del MERCOSUR al dejar fuera del mercado europeo a un gran productor mundial como es EEUU.

El artículo se estructura en esta introducción y cuatro secciones más. En la sección 2 se describen brevemente las principales tendencias y características de las exportaciones de carne bovina por parte de Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay. En la sección 3 se establece la estrategia empírica y los datos utilizados. En la sección 4 se discuten los principales resultados obtenidos y se analiza la robustez de los mismos. Finalmente, se presentan las conclusiones e implicancias en materia de diseño y ejecución de políticas públicas.

## 1. EXPORTACIONES DE CARNE BOVINA

Anualmente, la Organización de Naciones Unidas presenta informes sectoriales<sup>4</sup> sobre los principales países exportadores de cada producto. El informe 2012<sup>5</sup> muestra que de los quince mayores exportadores mundiales de carne bovina cuatro son países de América del Sur: Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay.

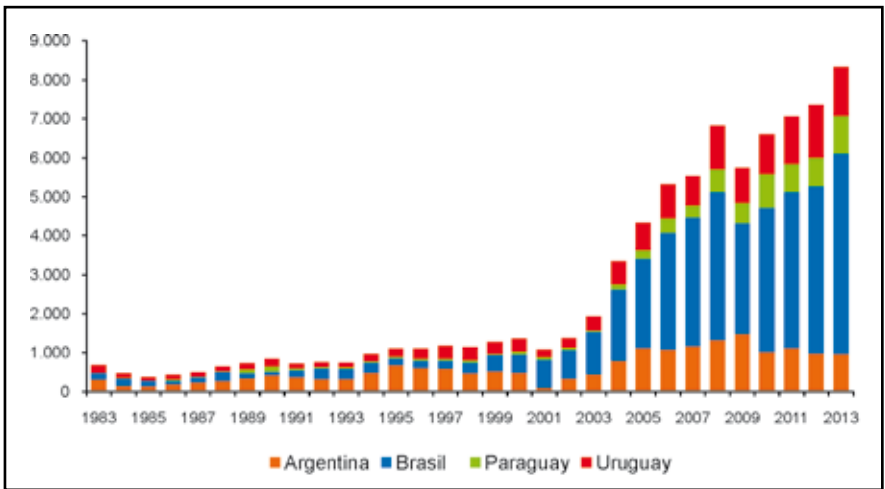
---

4 Informes que utilizan la base de datos de estadísticas comerciales de productos (COMTRADE).

5 El informe para el año 2012, se encuentra disponible en: <http://comtrade.un.org/pb/FileFetch.aspx?docID=3136&type=commodity%20pages> (consultada el 04/03/15)

En el Gráfico N°1 se presenta la evolución de las exportaciones totales de carne bovina de los cuatro países para el período 1983-2013. Se observa que se pasó de exportar casi US\$ 700 millones en 1983 a más de US\$ 8.300 millones en 2013. También se registran cambios importantes en la participación por país. En los años ochenta y noventa Argentina era el principal exportador, seguido por Uruguay y Brasil que se alternaban el segundo puesto. A comienzos del actual siglo se inicia un proceso que consolida a Brasil como el principal exportador. A su vez, desde 2005 aparece Paraguay como un actor relevante. De hecho, en 2013 Paraguay y Argentina exportan prácticamente el mismo valor de carne bovina.

**Gráfico N° 1:**  
**Evolución de las exportaciones de carne del Mercosur, período 1983-2013**  
**En US\$ millones**



Fuente: Elaboración Propia en base a datos de COMTRADE

El surgimiento de Brasil y Paraguay como exportadores de carne bovina de calidad también se puede apreciar analizando las condiciones de acceso a los mercados más exigentes. Mientras que en los ochenta únicamente Uruguay y Argentina tenían asignado cupo para ingresar a la UE, actualmente lo tienen los cuatro países. En Estados Unidos la situación en materia de acceso a mercado es similar, aunque todavía Paraguay no ha logrado el acceso a dicho mercado.

Para estimar los efectos comerciales de los estándares sanitarios sobre las exportaciones de carne bovina de estos cuatro países resulta de interés seleccionar medidas que afecten tanto a los países de origen como a los mercados de destino. Es decir, es relevante estudiar los efectos de medidas que afectan las condiciones de acceso de los principales competidores a los mercados de más alta exigencia en materia de calidad.

## 2. METODOLOGÍA Y DATOS UTILIZADOS

Desde los años sesenta los modelos gravitacionales<sup>6</sup> han sido utilizados para determinar el impacto de determinadas políticas sobre los flujos de comercio. La ecuación de gravedad originalmente propuesta establece que el comercio entre dos países es proporcional al producto entre sus Productos Brutos Internos (PBI) e inversamente proporcional a la distancia entre ellos. Esta aplicación literal de la ley gravitacional de Newton ha ido evolucionando hasta alcanzar la siguiente formulación estructural, donde para cada exportador  $i$  e importador  $j$ , el flujo de comercio  $X_{ij}$  satisface:

$$X_{ij} = \frac{Y_i}{\pi_i^{-\theta}} \cdot D_{ij}^{-\theta} \cdot \frac{E_j}{P_j^{-\theta}} \quad (1)$$

En la ecuación (1),  $Y_i$  refiere a la producción del país  $i$ ;  $E_j$  es el gasto total en el país  $j$ ;  $D_{ij}$  representa los costos de comercio desde  $i$  a  $j$  y  $\theta$  la elasticidad de los flujos de comercio con respecto a los costos de comercio. Finalmente, los términos  $P_j^{-\theta}$  y  $\pi_i^{-\theta}$  son los llamados índices de “resistencia multilateral” de Anderson y van Wincoop 2003. Las condiciones de equilibrio entre oferta y demanda y de producción igual a ventas exigen que:

$$P_j^{-\theta} = \sum_i \frac{Y_i D_{ij}^{-\theta}}{\pi_i^{-\theta}} \quad (2)$$

$$\pi_i^{-\theta} = \sum_j \frac{E_j D_{ij}^{-\theta}}{P_j^{-\theta}} \quad (3)$$

<sup>6</sup> Informes que utilizan la base de datos de estadísticas comerciales de productos Son popularmente conocidos con el nombre “Gravity”, que deriva de la analogía con la ley de gravitación universal de Newton.

Esta especificación es consistente con modelos clásicos de comercio como el de Krugman 1980 y también con modelos más actuales como Eaton y Kortum 2002, Anderson<sup>7</sup> y van Wincoop 2003 o Chaney 2008.

A los efectos de estimar la ecuación (1), este trabajo adopta el enfoque de trabajar con el modelo reducido y captar los términos del exportador  $\frac{Y_i}{\pi_i^{-\theta}}$  e importador  $\frac{E_j}{P_j^{-\theta}}$  a través de la incorporación de efectos fijos de exportador e importador sin imponer ninguna restricción a los mismos. Fally (2015) demuestra que es consistente estimar el modelo planteado en las ecuaciones (1), (2) y (3) incorporando efectos fijos sin restricciones. Por tanto la ecuación (1) a estimar puede ser expresada como:

$$X_{ij} = \exp[e_i - \theta \log D_{ij} + m_j] \cdot \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

Con  $X_{ij} \geq 0$  y  $E(\varepsilon_{ij} | x) = 1$ . Siendo  $X$  las exportaciones,  $D$  los costos de comercio y  $\varepsilon$  la perturbación.<sup>8</sup> La ecuación (4) también muestra que  $\theta$ , la elasticidad del comercio con respecto a los costos de comercio, es el parámetro clave para poder realizar evaluaciones cuantitativas de medidas que afecten los costos de comercio  $D_{ij}$ . De no contarse con una estimación del parámetro  $\theta$  entonces lo que se está evaluando es el efecto conjunto de  $\theta \log D_{ij}$  tal cual lo especifica la ecuación (4). Altos valores de  $\theta$  mostrarían que grandes cambios en los componentes de los costos de comercio tendrían pequeños impactos en los flujos comerciales. Tal como menciona Fally (2015)  $\theta$  no puede ser identificado, por ejemplo, de los coeficientes de distancia física, lenguaje común, vínculos coloniales y otras variables típicas incluidas en los costos de comercio. Caliendo y Parro (2014) proponen una estrategia de identificación para estimar  $\theta$  basada en las diferencias arancelarias, siguiendo la línea tradicional iniciada por Eaton y Kortum (2002) de identificar  $\theta$  en base a los costos de comercio. Las estimaciones de Eaton y Kortum (2002) arrojan valores de  $\theta$  que varían entre 3,6 y 12,8. Por su parte, Simonovska y Waugh (2014) proponen una nueva estrategia de identificación para  $\theta$  basada en las diferencias en los índices de precios y,

7 Un trabajo pionero en el intento de otorgarle micro fundamentos a la ecuación gravitacional es Anderson (1979).

8 Notar que una forma funcional de este tipo para la media condicional se obtiene partiendo de una densidad Poisson. Sin embargo, al realizarse la estimación por “cuasi-MV”, lo único necesario es asumir la forma funcional de la media y no la distribución de la variable. Tampoco hay modificaciones por introducir la perturbación en forma multiplicativa o aditiva.



utilizando la misma base de datos que Eaton y Kortum (2002), encuentran que  $\theta$  varía entre 2,79 y 4,46. Este último rango de variación parece mostrarse más consistente con que modificaciones en los costos de comercio tienen amplios efectos en los flujos de comercio.

La utilización de efectos fijos hace que la ecuación (4) resulte fácil de estimar. La práctica usual consistía en aplicar logaritmo a (4) y luego estimarlo mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Este abordaje empírico trae aparejado al menos tres problemas: a) la forma como se tratan los flujos de comercio inexistente (el problema de los ceros), b) el supuesto de homoscedasticidad y c) el sesgo generado por la transformación logarítmica (Burger, van Oort y Linders 2009). Estos tres problemas generan estimaciones sesgadas e ineficientes. A los efectos de superar los problemas a) y c) y no necesitar el supuesto b), Santos Silva y Tenreyro (2006) proponen estimar el modelo en niveles y utilizar un estimador Poisson pseudo-máximo-verosimil (PPML, por su sigla en inglés).

La forma más utilizada para incorporar variables de medidas sanitarias en modelos gravitacionales ha sido la construcción de indicadores de frecuencia en base a las notificaciones de los países (Schlueter, Wieck y Heckelei, 2009). Este enfoque parece ser al menos insuficiente debido a que no informa acerca de la restricción o relevancia de la medida en cuestión. Otra forma de incorporar este tipo de variables ha sido tener en cuenta el componente meramente técnico del requisito, es decir, el cumplimiento de la cantidad máxima de plomo permitida, la ausencia de brotes de una enfermedad, el establecimiento de máximo de aflatoxinas en los residuos (Beghin y Xiong 2012). Sin embargo, si bien el incumplimiento de la medida deja al exportador fuera del mercado, su cumplimiento no garantiza el acceso. El cumplimiento debe ser demostrado ante las autoridades del país importador, generalmente a través de un lento proceso de tramitaciones y autorizaciones. Adicionalmente, este proceso suele tener instancias tanto técnicas como políticas. Por tanto, parece necesario incorporar una variable que se aproxime a medir también este segundo aspecto.

Como se mencionó en la sección anterior, se busca relevar el efecto de tres tipos de medidas: medidas que afectan a los mercados de origen, medidas que afectan a los mercados de destino y medidas que afectan a los principales competidores. Por tanto, el modelo presentado se utiliza para estimar los efectos comerciales de la Fiebre Aftosa (**FA**), la Encefalopa-

tía Espongiforme bovina (**EEB**)<sup>9</sup> y la prohibición por parte de UE de la importación de carne producida con ganado alimentado con granos genéticamente modificados<sup>10</sup> (**UE\_EEUU\_dispute**) sobre las exportaciones de carne bovina de Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay, para el período 1983-2013. Esta selección permite tener una medida que afecta únicamente a los mercados de origen (**FA**), otra que afecta a los mercados de destino de alta gama (**EEB**) y otra que afecta directamente la competencia en terceros mercados (**UE\_EEUU\_dispute**).

Las exportaciones de carne bovina de Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay para el período 1983-2013 se obtienen de la base de datos de estadísticas comerciales de productos de las Naciones Unidas (COMTRADE)<sup>11</sup> en Clasificación Uniforme para el Comercio Internacional (CUCI Rev. 2) para dos productos: carne bovina con hueso y sin hueso. En este período se registraron exportaciones a 204 mercados de destino. Se seleccionan los principales importadores mundiales de carne de acuerdo al informe 2013 elaborado por COMTRADE<sup>12</sup> y los principales 10 clientes del período 1983-2013 que no figuran en esa lista de grandes compradores mundiales. Estos últimos son: Israel, Brasil, Irán, Arabia Saudita, Argelia, Líbano, Suiza, Angola, Libia y Emiratos Árabes Unidos. Por tanto, quedan determinados 42 mercados de destino, 2 productos, 4 países exportadores y 31 años.<sup>13</sup> Con esta selección quedan dentro de la muestra el 95,1% de las exportaciones del período. A su vez, de estas 10.354 observaciones, el 66,2% corresponden a ceros.

Para captar el efecto de la fiebre aftosa se construyeron dos variables. La primera se refiere al número de brotes por año para los cuatro países

---

9 Popularmente conocida como “enfermedad de la vaca loca”.

10 EEUU inició una controversia en el ámbito de la OMC y llegó a aplicar un arancel de 100% a la importación de carne de la UE como retaliación por esta medida. Por más información acerca de esta controversia, ver Johnson (2015).

11 <http://comtrade.un.org/> consultada el 10/12/2014.

12 Estos fueron: EEUU, Federación Rusa, Japón, UE, China, República de Corea, Canadá, Chile, México y Venezuela. Ver: <http://comtrade.un.org/pb/CommodityPagesNew.aspx?y=2013> consultada el 02/03/2015.

13 Esto da un total de 10.416 observaciones. Dado que Brasil fue seleccionado como exportador y como importador, hay que determinar el tratamiento a darle a estas observaciones. Asignarles 0 no es consistente con el comercio observado mientras que aproximar el valor por producción menos expor, forma usual de introducir las transacciones internas en la literatura, introduce outliers que se explican por factores de comercio interior y no de comercio internacional. Por este último motivo, se optó por excluir las observaciones con Brasil como origen y destino. Finalmente, entonces, se trabaja con 10.354 observaciones.

estudiados. La información está disponible en formato base de datos para el período 1996-2013 en la página web de la Organización Mundial de Sanidad Animal<sup>14</sup> (OIE) y para el período 1983-1996 se reconstruyó la serie en base a los Anuarios de la OIE disponibles en dicha página web. Esta variable (**FA brotes**) busca captar el impacto inmediato de los brotes de esta enfermedad sobre las exportaciones de carne bovina y es esperable un signo negativo.

También se construyó una segunda variable de tipo cualitativo para captar la asimetría entre la pérdida inmediata del acceso a mercado y el lento proceso para recuperar nuevamente el acceso. A partir de 1995, la OIE publica anualmente una resolución con el status sanitario de cada país miembro.<sup>15</sup> Antes de 1995 los países auto-declaraban anualmente su estatus y se informaba sobre dicha declaración en los Anuarios de la OIE. En base a estas fuentes de datos se construyó una variable cualitativa, por año y para todos los países de origen y destino, que toma los siguientes valores: 0 si el país está libre de FA sin vacunación, 1 si el país tiene algunas zonas libres sin vacunación y otras zonas libres con vacunación (todo el país libre de FA), 2 si el país está libre de FA con vacunación, 3 si el país tiene algunas zonas libres sin vacunación, 4 si el país tiene algunas zonas libres con vacunación, 5 para los países sin estatus sobre FA pero sin brotes y 6 para los países con brotes. Los primeros cuatro valores de la variable ordinal fueron creados de acuerdo a las publicaciones oficiales de la OIE. Nótese que un país que padece un brote de FA y lo controla, se mantendrá en el nivel 5 hasta tanto la OIE reconozca sus estatus en alguna de las cuatro categorías ya mencionadas. A los efectos de incorporar a la variable la “distancia de status sanitario” entre origen y destino, se construyó la variable **FA\_status**, que es igual a la diferencia de status sanitario entre el país de destino y el país de origen de la exportación. De esta forma la variable **FA\_status** varía entre -6 (país de destino libre de Fiebre Aftosa sin vacunación y origen con brotes de Fiebre Aftosa ese año) y 6 (país de destino con brotes de Fiebre Aftosa y país de origen libre de Fiebre Aftosa sin vacunación).

---

14 <http://www.oie.int/> consultada el 24/02/2015

15 En realidad se publica únicamente una lista de los países libres de aftosa sin vacunación. No obstante, la categoría de países se ha ido ampliando y actualmente abarca cuatro categorías: 1) países libres de aftosa sin vacunación, 2) países libres de aftosa con vacunación, 3) países con zonas libres de aftosa sin vacunación y 4) países con zonas libres de aftosa con vacunación

En los hechos, la recuperación del status sanitario en el ámbito de la OIE es solo el primer paso que deben realizar los países para recuperar su acceso a mercados. Luego de este reconocimiento comienza un lento proceso para recuperar su status sanitario ante las autoridades nacionales competentes de cada país<sup>16</sup>.

En el caso de la EEB (vaca loca), y dado que virtualmente no hubo casos de brotes de esta enfermedad en los países del MERCOSUR, se construyó una variable cualitativa que da cuenta del estado de situación en el mercado de destino **BSE\_status**. La variable cualitativa toma los valores: 0 riesgo insignificante de BSE, 1 país provisionalmente libre, 2 riesgo controlado y 3 brote de BSE.

Hasta ahora se ha presentado una variable que en el período objeto de estudio afecta claramente a los países del MERCOSUR (Norteamérica y Europa tienen erradicada la Fiebre Aftosa en este período) y otra variable que afecta únicamente a los mercados de destino (los brotes de “vaca loca” se han dado en Europa y Norteamérica, mientras que los países del MERCOSUR no registran brotes). Resta determinar una variable que afecte la competencia que los países del MERCOSUR enfrentan en terceros mercados. En 1989 la UE implementa completamente la prohibición de importar carne de animales alimentados con hormonas promotoras del crecimiento, medida que con pequeñas modificaciones se mantiene vigente hasta la actualidad. Esta medida, en un primer momento elimina la posibilidad de que EEUU y Canadá abastezcan de carne bovina a la UE y en la actualidad limita enormemente la cantidad de carne norteamericana con acceso a dicho mercado. En ese contexto, EEUU impone, a partir de 1989, una medida de retaliación consistente en un arancel ad-valorem de 100% a la carne bovina originaria de la UE. Esta medida estuvo vigente entre 1989 y 1996 y volvió a imponerse en 1999 hasta la actualidad. (Johnson y Hanrahan 2010). Esta medida elimina la posibilidad de que la UE abastezca de carne bovina a EEUU. Por tanto, ambas medidas limitan la competencia que enfrenta la

---

16 A modo de ejemplo, mientras en promedio la OIE demora 6 meses en reconocer el nuevo estatus sanitario, la autoridad sanitaria estadounidense demora 14 meses. (Ver: [http://www.aphis.usda.gov/animal\\_health/emergency\\_management/downloads/fmd\\_rrg\\_freedom\\_and\\_vaccination.pdf](http://www.aphis.usda.gov/animal_health/emergency_management/downloads/fmd_rrg_freedom_and_vaccination.pdf)) Consultada el 24/02/2015.

carne con origen MERCOSUR en dichos mercados. Con motivo de captar los efectos de esta disminución de la competencia sobre las exportaciones de carne del MERCOSUR se construye una variable binaria que toma el valor 1 cuando se exporta a la UE y la prohibición a EEUU está vigente o cuando se exporta a EEUU y la retaliación en contra de la UE está vigente y 0 en los otros casos (**UE\_EEUU\_dispute**).

Finalmente, para intentar captar el efecto de la controversia exclusivamente sobre la carne de calidad, aproximada en el presente estudio por las exportaciones de carne sin hueso, se construye una nueva variable binaria que asigna el valor 1 en los casos planteados en el párrafo anterior pero únicamente a los países que tenían cupo asignado para exportar carne bovina de alta calidad a la UE en el período 1989-2013<sup>17</sup> (**UE\_EEUU\_quality**). El tener cupo asignado es un reconocimiento explícito de que al menos algunos establecimientos del país cumplen con los requisitos sanitarios requeridos.

Para las otras variables típicas de los modelos de gravedad: distancia, contigüidad y lenguaje común se usó la base de datos del Centro de Estudios Prospectivos y de Información Internacional (CEPII). Adicionalmente, también se construyen variables binarias de control para dar cuenta de los acuerdos comerciales vigentes en el período: Ronda Uruguay del Acuerdo General sobre Aranceles Aduaneros y Comercio (GATT, por sus siglas en inglés) (OMC), el Mercado Común del Sur (MERCOSUR), el acuerdo MERCOSUR-Chile (MS-Chile), el acuerdo MERCOSUR-Venezuela (MS-VZ), el acuerdo MERCOSUR-Israel (MS-IS) y acuerdo Uruguay-México (UY-MX). También se construye una variable binaria para controlar el efecto de los impuestos a las exportaciones que aplica Argentina desde el 2003.

---

17 A modo de ejemplo, mientras en promedio la OIE demora 6 meses en reconocer el nuevo Se consideró los países que tenían asignado cupo en la cuota que luego de la ronda Uruguay del GATT se conoció como cuota Hilton: 1989 Argentina y Uruguay, ya que tenían cupo asignado, 1994 Brasil, año de ingreso a la cuota y 2002 Paraguay, año de ingreso a la cuota.

#### 4. ESTIMACIÓN DE EFECTOS

Para estimar el modelo planteado en la ecuación (4) se incorporaron, además de todas las variables especificadas en la sección anterior, y dadas las características de serie temporal de nuestros datos, efectos fijos por origen-año y destino-año. La incorporación de los efectos fijos permite captar toda la variación exclusivamente origen-año o destino-año específico sin tener que asignarle una variable explicativa y, a su vez, capta la distancia relativa a los mercados (Head y Mayer 2014).

La ecuación a estimar es la siguiente:

$$X_{ijt} = \exp \left[ \beta_1 FA \text{ brotes}_{ijt} + \beta_2 FA \text{ status}_{ijt} + \beta_3 EEB \text{ status}_{jt} \right. \\ \left. + \beta_4 UE\_EEUU\_dispute_{jt} + \beta_5 UE\_EEUU\_quality_{ijt} + \beta_6 Contiguity_{ij} \right. \\ \left. + \beta_7 lang_{ij} + \beta_8 Ln(dist_{ijt}) \right. \\ \left. + \sum_{s=1}^7 \alpha_s agreements_{sijt} + \sum_{t=1}^{31} \sum_{i=1}^4 \gamma_{it} fe\_exp_{it} + \sum_{t=1}^{31} \sum_{j=1}^{42} \varphi_{jt} fe\_imp_{jt} \right] \varepsilon_{ijt}$$

Donde la variable *agreements* agrupa todos los acuerdos mencionados en la sección anterior y *fe\_exp* y *fe\_imp* son los efectos fijos origen-año y destino-año, respectivamente. Se estimaron 2 variantes de esta ecuación, el primero con las variables especificadas y el segundo con la única variante de que la dummy que da cuenta de la controversia Unión Europea-Estados Unidos se construye únicamente para el mercado Europeo<sup>18</sup>.

A los efectos de tener en cuenta que probablemente la relaciones origen-destino no sean independientes de un año a otro, se estimaron errores standard agrupados por exportador-importador (cluster origen-destino, 167 clusters).

Vale la pena aclarar que los parámetros estimados son impactos de equilibrio parcial. A los efectos de calcular los efectos de equilibrio general habría que recalculer los términos de resistencia multilateral así como también los cambios en gastos en ingresos tal como lo especifican Head y Meyer (2014).<sup>19</sup>

18 Se deja de lado la retaliación impuesta por Estados Unidos a la carne bovina de la Unión Europea.

19 Se agradece este valioso comentario al evaluador anónimo.

A continuación se presentan los resultados obtenidos para las variables de interés.

**Cuadro N°1 Resultado de los Modelos Estimados**

	(1) PPML Completo	(2) PPML Disputa solo UE
Contiguity	0.416 (0.42)	0.414 (0.42)
Common Lang	0.241 (0.36)	0.241 (0.36)
Ln(dist)	-0.515 (0.62)	-0.515 (0.62)
OMC	2.667*** (0.65)	2.717*** (0.67)
MERCOSUR	0.382 (1.54)	-0.168 (1.38)
MERCOSUR-Chile	5.084*** (1.18)	5.084*** (1.18)
MS-Venezuela	-0.640 (0.67)	-0.689 (0.69)
MS-Israel	-1.579** (0.57)	-1.579** (0.57)
UY-México	19.90*** (0.66)	19.90*** (0.66)
Impuestos expor AR	-0.833 (0.48)	-0.833 (0.50)
FA brotes	-3.859* (1.52)	-4.057** (1.34)
FA status	-0.502** (0.19)	-0.502** (0.24)
EEB status	-0.197 (0.59)	-0.448 (0.65)
UE-EEUU dispute	-2.636** (0.86)	

UE-EEUU quality	3.809*** (0.29)	
UE dispute		-2.556** (0.86)
UE quality		3.727*** (0.30)
Observaciones	8,370	8,370
Pseudo R-sq	0.427	0.428

Fuente: Elaboración propia en base a estimación de modelos donde la variable dependiente son las exportaciones por origen, destino y año, y las variables explicativas son las listadas en la ecuación correspondiente. Se reporta la estimación puntual del coeficiente y entre paréntesis la estimación del error estándar. Errores standard agrupados (cluster) por exportador-importador (167 grupos). Ambas especificaciones incluyen efectos fijos por país de origen-año y destino-año, cuyas estimaciones no son reportadas. También se presenta el pseudo R2, el test Reset para los 2 modelos. En modelos no lineales donde la media condicional es la exponencial, entonces los parámetros estimados son la semielasticidad de y con respecto a x (cambio proporcional en y asociado a un cambio de una unidad en x). \*significativa al nivel de 10%, \*\*significativa a un nivel de 5%, \*\*\*significativa a un nivel de 1%.

El Cuadro 1 muestra que para las exportaciones de carne bovina de Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay, en lo que refiere a las variables típicas de los modelos gravitacionales, ninguna resulta estadísticamente significativa. Esto podría estar ocurriendo debido a que la mayoría de las exportaciones cárnicas sean aún percibidas como productos homogéneos. En lo que respecta a los acuerdos, los acuerdos de la Ronda Uruguay del GATT (OMC), el Acuerdo MERCOSUR-Chile y el Acuerdo Uruguay-México resultan significativos y con el signo positivo esperado. Contrariamente a lo esperado el Acuerdo MERCOSUR-Israel es significativo pero con signo negativo. En modelos no lineales como el planteado en la ecuación estimada, los coeficientes son más difíciles de interpretar que los obtenidos en modelos lineales. En el caso de utilizar una especificación exponencial para la media condicional, Cameron y Trivedi 2009<sup>20</sup> muestran que los coeficientes pueden ser interpretados como semi-elasticidades<sup>21</sup>. El Cuadro 1 muestra que los acuerdos suscriptos en la Ronda Uruguay del GATT, específicamente el Acuerdo sobre Agricultura, y la posterior adopción de dichos

20 SPáginas 335-336.

21 La semi-elasticidad se define como el cambio porcentual en y asociado a un cambio de una unidad en x



acuerdos por parte de los nuevos miembros de la OMC, China y Rusia entre otros, está asociada con un significativo aumento en las exportaciones.

En lo que respecta a las variables explicativas construidas para este estudio, el Cuadro 1 muestra que las dos medidas de FA, número de brotes y diferencia en el status sanitario entre exportador e importador, son significativas y con el esperado signo negativo. Ambas variables tienen grandes efectos sobre las exportaciones<sup>22</sup>. En el caso de la Fiebre Aftosa (FA), un incremento de 1.000 brotes está asociado con una caída de gran magnitud en las exportaciones. Una posible explicación para este alto impacto puede ser que los países pierden su acceso a terceros mercados tan pronto como los primeros brotes de la enfermedad son detectados y comunicados a la OIE. Adicionalmente, la diferencia de status entre exportador e importador en materia de Fiebre Aftosa (FA) también tiene una asociación negativa y significativa con las exportaciones.

En lo que refiere a la diferencia de status en el país de destino con respecto a la EEB, “vaca loca”, no se encontró que la variable fuera significativa en ninguna de las dos variantes especificadas.

Contrariamente a lo esperado, la controversia entre la UE y EEUU en materia de la forma de producción de la carne tiene un significativo y negativo impacto sobre las exportaciones del MERCOSUR. Este resultado podría deberse a mayores exigencias para demostrar que la carne producida por los países del MERCOSUR no proviene de animales alimentados con granos genéticamente modificados. Parecería ser que una vez que se impone un estándar sanitario más exigente, su cumplimiento tiene un impacto directo incluso en países que no utilizan esa forma de producción. Dicho de otro modo, no es lo mismo cumplir un estándar técnico que acreditar su cumplimiento. También podría ser el caso de que otros países exportadores de carne bovina aprovecharan mejor la imposibilidad de comercio entre la UE y EEUU.<sup>23</sup>

---

22 Vale recordar que tal como lo muestra la ecuación (4), y al no utilizarse ninguna estrategia de identificación que permita estimar el parámetro  $\theta$ , lo que se está presentando es el resultado del efecto conjunto de  $\theta \log D_{ij}$ .

23 Esta otra muy interesante posible interpretación del resultado fue propuesta por el evaluador anónimo.

Sin embargo, cuando se mide el impacto de la controversia entre UE y EEUU sobre las exportaciones de carne de calidad, aproximadas en este estudio a través de las exportaciones de carne sin hueso con cuota asignada, se encuentra una asociación positiva y significativa entre las exportaciones del MERCOSUR y la controversia.

Dado que el estimador Poisson PML tiene como condición de primer orden:  $\sum_{i=1}^N (x_i - \exp(z_i' \beta)) z_i = 0$ , la única condición requerida para que el estimador sea consistente es la correcta especificación de la media condicional. (Cameron and Trivedi (2009), Capítulo 20, pág 669). A los efectos de verificar la correcta especificación de la media condicional, se utilizó el test RESET. El test RESET plantea estimar la siguiente especificación del modelo:  $x_{ijt} = \exp(\beta Z_{ijt} + \alpha \hat{x}_{ijt}^2) \varepsilon_{ijt}$ , siendo  $Z_{ijt}$  las variables explicativas originales. La hipótesis nula plantea que  $\alpha=0$ . Tal como se observa en el Cuadro 1, no se rechaza la hipótesis nula de que la variable incorporada sea distinta de cero. No parecería haber problemas en materia de variables omitidas.

El estimador PPML es consistente aunque no esté correctamente identificada la forma funcional de la varianza, pero sólo es óptimo en caso de que la varianza condicionada sea proporcional a la media condicionada. Por tanto, es oportuno realizar algún test que intente verificar este resultado. A su vez, también es oportuno testear lo adecuado de no utilizar la transformación log-lineal y estimar el modelo por MCO. Santos Silva y Tenreyro (2006), siguiendo a Manning y Mullahy (2001), plantean estimar una variante del test de Park. Específicamente plantear estimar el siguiente modelo:

$$\text{Ln}(x_{ijt} - \hat{x}_{ijt})^2 = \text{Ln } \lambda_0 + \lambda_1 \text{Ln}(\hat{x}_{ijt}) + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

Estimar el modelo por MCO y testear la hipótesis nula de  $\lambda_1 = 2$  chequea lo adecuado de utilizar la transformación log-lineal. Adicionalmente, también plantean un test GNR (Gauss-Newton Regression), cuya especificación es la siguiente:

$$(x_{ijt} - \hat{x}_{ijt})^2 / \sqrt{\hat{x}_{ijt}} = \lambda_0 \sqrt{\hat{x}_{ijt}} + \lambda_0 (\lambda_1 - 1) \text{Ln}(\hat{x}_{ijt}) \sqrt{\hat{x}_{ijt}} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

Plantean estimar (6) por MCO, esta vez usando un estimador de covarianza robusto. Testear la significación estadística del parámetro  $\lambda_0 (\lambda_1 - 1)$  implica testear la hipótesis nula de que la varianza condicionada es proporcional a la media condicionada.

**Cuadro N°2 Test sobre la varianza condicionada para el Modelo Completo (1) (estimación puntual del parámetro, error estándar y estimación del intervalo de confianza del coeficiente)**

	Hipótesis Nula	$\lambda_1$	$\lambda_0(\lambda_1 - 1)$	95% Intervalo de Confianza	
Test de Park	(MCO válido)	1,917*** (0,005)		1,907	1,927
Test GNR	$V(x_{ijt}   z) \propto \lambda$		90,39*** (10,19)		

Fuente: Elaboración propia en base a estimación de los modelos planteados en las ecuaciones (5) y (6) a través de MCO, en este último caso con matriz de varianza y covarianza robusta de acuerdo a White. Se reporta la estimación puntual del coeficiente y entre paréntesis la estimación del error estándar. Para el test de Park también se reporta la estimación del intervalo de confianza al 95% para el valor del parámetro. \*significativa al nivel de 10%, \*\*significativa a un nivel de 5%, \*\*\*significativa a un nivel de 1%.

El Cuadro N°2 muestra que si bien la estimación de  $\lambda_1$  es significativa, se rechaza que el parámetro sea igual a 2, por lo que no sería correcto recurrir a la transformación log-lineal y estimar por MCO el modelo planteado.

A su vez el test GNR muestra que la estimación del parámetro  $\lambda_0(\lambda_1 - 1)$  es significativamente distinta de cero por lo que se rechaza que la relación entre la varianza condicionada y la media condicionada sea proporcional. Por lo que no se puede afirmar que el estimador PPML sea un estimador eficiente.

Adicionalmente también se realizaron otras estimaciones a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y otras variantes de modelos estimados mediante Poisson PML que confirman, en términos generales, los resultados presentados en el Cuadro 1<sup>24</sup>.

<sup>24</sup> Ver Anexo 1

## Conclusiones e implicancias de políticas públicas

En el presente artículo se propuso un abordaje econométrico con el objetivo de cuantificar el impacto de los estándares sanitarios sobre las exportaciones de carne bovina de Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay para el período 1983-2013. A su vez, se buscó relevar el efecto de tres tipos de medidas: medidas que afectan a los mercados de origen, medidas que afectan a los mercados de destino, y medidas que afectan a los principales competidores en terceros mercados.

El modelo presentado se utilizó para estimar los efectos comerciales de la Fiebre Aftosa (**FA**), la Encefalopatía Espongiforme bovina (**EEB**) y la prohibición por parte de UE de la importación de carne producida con ganado alimentado con hormonas promotoras del crecimiento (**UE\_EEUU\_dispute**). Esta selección permite tener una medida que afecta únicamente a los mercados de origen (**FA**), otra que afecta a los mercados de destino (**EEB**) y otra que afecta directamente la competencia en terceros mercados (**UE\_EEUU\_dispute**).

En materia de Fiebre Aftosa (**FA**), enfermedad que los principales mercados de destino tienen erradicada, se encontró una significativa asociación negativa con las exportaciones de carne bovina. La FA fue endémica en la década de los ochenta en la región y se logró controlar en los noventa, pero arriesgadas decisiones unilaterales, Argentina y Uruguay dejaron de vacunar a mediados de los 90, llevaron a perder el status sanitario de países libres de FA. Las políticas sanitarias para tratar los brotes y eventuales epidemias deben seguir una estrategia de coordinación y cooperación regional. Las cuestiones sanitarias no respetan fronteras políticas y la falta de coordinación regional en la materia puede llevar a un país a grandes costos desde el punto de vista económico por la pérdida del status sanitario. Más allá de la independencia técnica de los servicios sanitarios de los distintos países, la coordinación de la estrategia a seguir en materia sanitaria es condición necesaria para lograr y mantener un status sanitario determinado.

En segundo lugar se estudió el efecto de la EEB, popularmente conocida como “vaca loca”, no se encontró ninguna evidencia significativa sobre el impacto de esta enfermedad en las exportaciones regionales.

Finalmente, resulta interesante detenerse a analizar el caso de la controversia entre la UE y EEUU en materia de exportaciones de carne bovina.

A priori se esperaba que esta medida tuviera un efecto positivo sobre las exportaciones de carne de la región debido a la disminución de la competencia en EEUU y la UE y dado que los países del MERCOSUR no utilizan la técnica de producir carne con ganado que ha sido alimentado con hormonas promotoras del crecimiento. Sin embargo, se obtuvo una asociación negativa entre las exportaciones y la controversia EEUU-UE.

Adicionalmente, cuando se analiza el efecto de la controversia UE-EEUU exclusivamente para la carne de calidad, carne sin hueso y con acceso a la cuota, se encuentra un significativo y robusto efecto positivo de la medida. Es decir, una vez que el producto está certificado como “de calidad”, diferenciado, los países se benefician producto de la disminución de la competencia. El efecto de una misma medida, en este caso la controversia UE-EEUU, difiere incluso entre los productores de un mismo país dependiendo si venden el producto de calidad o el *commodity*. Por tanto, promover políticas públicas que garanticen la calidad del producto permite diferenciar el producto y colocarlo en segmentos de mercado de otra manera inaccesibles.

Otra conclusión relevante es que, al menos para el caso de la FA y su efecto sobre los países del MERCOSUR, parece demostrarse que hay un efecto negativo significativo adicional, dada por la asimetría referente a que el acceso a los mercados se pierde en días y se recupera de forma lenta.

Los presentes resultados deberían ser contrastados con una especificación que tenga en cuenta a todos los productores relevantes de carne bovina a los efectos de determinar robustamente los efectos generales de estos estándares sanitarios así como controlar por todos los posibles efectos de terceros mercados recurriendo a un enfoque de equilibrio general.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

**Acuerdo en materia de Obstáculos Técnicos al Comercio (1994).** Organización Mundial del Comercio.

**Anderson, James E. (1979).** A theoretical foundation for the gravity equation. *The American Economic Review* 69 (1), 106–116.

**Anderson, James E. y Eric van Wincoop (2003).** Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *The American Economic Review* 93 (1), 170–192.

**Baldwin, Richard (2011).** 21st century regionalism: Filling the gap between 21st century trade and 20th century trade rules, WTO Staff Working Papers ERSD-2011-08, *World Trade Organization (WTO)*, Economic Research and Statistics Division.

**Beghin, John C. y Bo Xiong (2012).** Does European aflatoxin regulation hurt groundnut exporters from Africa? *European Review of Agricultural Economics* 2012, Vol. 39 N°4, pp. 589-609.

**Blyde, Juan (coordinador) (2014)** Fábricas sincronizadas: América Latina y el Caribe en la era de las Cadenas Globales de Valor Washington DC, BID.

**Burger, Martijn, Frank Oort y Gert-Jan Linders (2009).** On the Specification of the Gravity Model of Trade: Zeros, Excess Zeros and Zero-inflated Estimation, *Spatial Economic Analysis*, Vol. 4(2), pp. 167-190.

**Cadot, Olivier, Jeremy Harris y Christian Volpe Martincus (2014).** Do Rules of Origin Constrain Export Growth? Firm-Level Evidence from Colombia IDB DISCUSSION PAPER No. IDB-DP-350, IDB.

**Caliendo, Lorenzo y Fernando Parro (2015).** Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA, *The Review of Economic Studies* 82(1): 1-44.

**Cameron A. Colin y Pravin K. Trivedi (2009).** Microeconometrics Methods and Applications. *Cambridge University Press*.

**Chaney, Thomas (2008).** Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade. *American Economic Review* 98 (4), 1707–21.

**Demaria, Federica, Marie Luise Rau y Simon W. Schlueter (2011).** NTM's and gravity type models: state of the art and analysis of the literature. *European Commission NTM's Impact Project Working Paper*.

**Disdier, Anne-Célia y Lionel Fontagné (2010).** Trade Impact of European Measures on GMOs Condemned by WTO panel. *Review of World Economics* 146(3), 495-514.

**Disdier, Anne-Célia, Lionel Fontagné y Olivier Cadot (2012).** North-South Standards Harmonization and International Trade. CEPR Discussion Paper 8767, CEPR.

**Eaton, Jonathan y Samuel Kortum (2002).** Technology, Geography, and Trade. *Econometrica* 70 (5), 1741–1779.

**Fally, Thibault (2015).** Structural Gravity and Fixed Effects, NBER Working Papers 21212, National Bureau of Economic Research. Forthcoming at *Journal of International Economics* (JIE).

**Helpman, Elhanan, Marc Melitz y Yona Rubinstein (2008).** Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 123(2), pages 441-487, 05.

**Estevadeordal, Antony y Katie Suominen (2008).** *Gatekeepers of Global Commerce: Rules of Origin and International Economic Integration*, Estevadeordal, A. and K. Suominen (comp.), Washington DC, BID.

**Hoekman, Bernard y Alessandro Nicita (2009).** Trade Policy, Trade Costs and Developing Country Trade. Policy Research Working Paper, Nº4797, *World Bank and CEPR*.

**Head, Kieth y Thierry Mayer (2014)** Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook, chapter 3 in Gopinath, G, E. Helpman and K. Rogoff (eds), vol. 4 of the *Handbook of International Economics*, Elsevier: 131–195.

**Johnson, Renée (2015).** The U.S-UE Beef Hormone Dispute. *Congressional Research Service*, Report N°40449. Disponible en: <https://www.fas.org/sgp/crs/row/R40449.pdf>.

**Krueger, Anne (1997).** Free Trade Agreements versus Customs Unions, *Journal of Development Economics*, Vol. 54, n° 1: 169-187.

**Melitz, Marc y Gianmarco Ottaviano (2008).** Market Size, Trade, and Productivity, *Review of Economic Studies*, Blackwell Publishing, vol. 75(1), pages 295-316.

**Santos Silva, Joao M.C y Silvana Tenreyro (2006).** The Log of Gravity, *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 88(4), pages 641-658, November.

**Simonovska, Ina y Michael E. Waugh (2014).** The elasticity of trade: Estimates and evidence, *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 92(1), pages 34-50.

**Schuster, Mónica y Miet Maertens (2013).** Private food standards and firm-level trade effects: a dynamic analysis of the Peruvian asparagus export sector". In Beghin (ed): *Non Tariff Measures with Market Imperfections: Trade and Welfare Implications. Frontiers of Economics and Globalization*. Emerald Group Publishing, Bingley, UK.pp 187-210.

**Schlueter Simon W., Christine Wieck y Thomas Heckelei (2009).** Regulatory Policies in Meat Trade: Is There Evidence for Least Trade-distorting Sanitary Regulations? *American Journal of Agricultural Economics, Agricultural and Applied Economics Association*, vol. 91(5), pages 1484-1490.



## ANEXO 1

En primer lugar, y para chequear la robustez de los resultados obtenidos, se estimó por Poisson PML la siguiente ecuación:

$$X_{ijt} = \exp[\beta_1 FMD\_outbreaks_{ijt} + \beta_2 FMD\_status_{ijt} + \beta_3 BSE\_status_{jt} + \beta_4 EU\_US\_dispute_{jt} + \beta_5 EU\_US\_dispute\_quality_{ijt} + \beta_6 Contiguity_{ij} + \beta_7 lang_{ij} + \beta_8 \ln(dist_{ijt}) + \sum_{s=1}^7 \alpha_s agreements_{ijt} + \sum_{t=1}^{31} \delta_t feYear + \sum_{i=1}^4 \theta_i feExp + \sum_{j=1}^{42} \gamma_j feImp] \eta_{ijt}$$

También se estimó por MCO la siguiente ecuación:

$$\ln(X_{ijt}) = \beta_1 FMD\_outbreaks_{ijt} + \beta_2 FMD\_status_{ijt} + \beta_3 BSE\_status_{jt} + \beta_4 EU\_US\_dispute_{jt} + \beta_5 EU\_US\_dispute\_quality_{ijt} + \beta_6 Contiguity_{ij} + \beta_7 lang_{ij} + \beta_8 \ln(dist_{ijt}) + \sum_{s=1}^7 \alpha_s agreements_{ijt} + \sum_{t=1}^{31} \sum_{i=1}^4 \gamma_{it} fe\_exp_{it} + \sum_{t=1}^{31} \sum_{j=1}^{42} \varphi_{jt} fe\_imp_{jt} + \eta_{ijt}$$

**Tabla N 1.1 Resultados**

	(1) OLS1	(2) OLS2 Xij>0	(3) PPML
contig	23.53** (7.15)	0.358 (0.73)	0.464 (0.43)
Comlang	-1.751 (2.60)	0.158 (0.25)	0.305 (0.35)
Indist	9.058 (8.91)	-0.514 (0.87)	-0.335 (0.61)
WTO	17.48 (14.22)	-3.452*** (0.46)	-0.649*** (0.17)
MS	7.937 (32.37)	-4.462*** (0.92)	-0.717 (0.47)
MS-CH	43.26 (25.21)	3.585 (2.39)	1.717*** (0.30)

MS-VZ	-6.714 (14.66)	2.058** (0.68)	2.518*** (0.49)
MS-IS	-51.60** (16.89)	-3.040** (0.94)	-0.196 (0.23)
UY_MX	12.97 (14.82)	1.026 (0.66)	1.075 (1.17)
TAX_AR	84.70 (70.12)	0.302 (1.20)	-1.079*** (0.29)
FMDout	17.10 (37.13)	-1.036 (0.62)	-0.351* (0.17)
FMD status	-2.209 (1.49)	-0.631*** (0.06)	-0.0470 (0.03)
EEB status	-0.210 (0.95)	0.705*** (0.15)	0.257*** (0.05)
DispUS-UE	-22.72* (10.64)	-2.489* (0.97)	-3.313*** (0.39)
Disp quality	18.76*** (4.68)	4.522*** (0.73)	3.323*** (0.33)
-----			
N	8370	3492	10354
adj. R-sq	0.15	0.37	
pseudo R-sq			
BIC	87595.1	14558.0	175026.3
Fixed Effects			
Exporter	No	No	Yes
Importer	No	No	Yes
Year	No	No	Yes
Exporter-Year	Yes	Yes	No
Importer-Year	Yes	Yes	No
-----			

Standard errors in parentheses

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Source: The first two panels of the table reports the OLS estimations of equation (2.2). The first column is the OLS estimation with the same sample used in table N°1. In equation (2.2) the dependent variable is the log of exports by origin, destination and year, and the explanatory variables are listed. The results are the following: the point estimate of the coefficient and, in brackets, the estimated standard error. Cluster standard errors by exporter-importer (167 clusters). The second column is the estimation by OLS of equation (2.2) when  $x_{ijt} > 0$ . The two equations estimated by OLS included fixed effects by exporter-year and importer-year, whose estimates are not reported. It also presents the adjusted R2, Bayesian Information Criteria.

The third column reports the PPML estimation of equation (2.1). The results are: the point estimate of the coefficient and, in brackets, the estimated standard error. The estimation included fixed effects by exporter, importer and year whose estimates are not reported. Cluster standard errors by exporter-importer (167 clusters). It also presents the pseudo R2.