

Trabajo Fin de Grado

Impacto de los vetos rusos a las exportaciones de
porcino español: estimación mediante análisis
econométrico

Autora

Ana Márquez Muñoz

Director

Fernando Pueyo Baldellou

Facultad de Economía y Empresa
2015

Autora

Ana Márquez Muñoz

Director

Fernando Pueyo Baldellou

Título

Impacto de los vetos rusos a las exportaciones de porcino español:
estimación mediante análisis econométrico

Titulación

Grado en Administración y Dirección de Empresas

AGRADECIMIENTOS

Quiero agradecer la ayuda recibida por mi director Fernando Pueyo, además de todo el tiempo invertido, las ideas y el apoyo que he recibido por su parte.

Así mismo, quiero darle las gracias a Monia Ben Kaabia, quien a pesar de no ser mi directora también me ha ayudado en la elaboración de este trabajo.

RESUMEN

Rusia venía siendo el quinto importador de carne de porcino española, hasta que los tres vetos aplicados desde 2009 redujeron las ventas a este país en más de un 90%. En este trabajo se estudia el impacto de esos vetos. Para ello se ha estimado la función de exportaciones mediante un modelo econométrico dinámico, obteniendo la elasticidad-renta y la elasticidad-precio, que se sitúan en los rangos habituales de la literatura. Al analizar las consecuencias de los vetos, se obtiene que el de mayo de 2009 no tuvo un impacto significativo, ya que la caída en las ventas estaba explicada completamente por la evolución del PIB y el tipo de cambio rusos. Sin embargo, el de abril de 2013 supuso un recorte estimado por valor de 264,41 millones de euros entre 2013 y 2014, en torno al 4% del total de las exportaciones de porcino españolas. El veto más reciente (agosto de 2014) no ha tenido consecuencias adicionales porque no ampliaba las restricciones del anterior. Como respuesta, España ha intensificado sus exportaciones de carne porcina a otros mercados, sobre todo Japón y Corea del Sur, lo que ha permitido compensar las pérdidas en el mercado ruso y recuperar en 2014 la senda creciente.

ABSTRACT

Russia was the fifth largest importer of Spanish pork meat, until the three bans introduced after 2009, which reduced sales to this country in more than 90%. In this work we study the impact of these bans. For this purpose, an exports function is estimated using a dynamic econometric model. The income-elasticity and price-elasticity estimated lie in the usual range of values obtained in the literature. From the analysis of the consequences of the bans, we conclude that the first one (May 2009) had not a significant impact: although a decrease of the sales was observed, it was fully explained by the evolution of the Russian GDP and the exchange rate. However, the ban of April 2013 entailed a drop in sales of 264.41 million euros between 2013 and 2014, around a 4% of total Spanish pork exports. The most recent ban (August 2014) has not involved additional consequences because it did not extend the restrictions of the previous ban. In response, Spain has intensified their pork exports to other markets, especially Japan and South Korea, what compensated the losses in the Russian market and allow recovering the increasing trend in 2014.

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN	1
2. LAS EXPORTACIONES ESPAÑOLAS Y LOS VETOS RUSOS	2
2.1. LOS VETOS DE RUSIA.....	6
2.1.1. Primer veto	6
2.1.2. Segundo veto	7
2.1.3. Tercer veto	7
2.2. ANÁLISIS DE LA EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES ESPAÑOLAS A RUSIA	9
3. ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE EXPORTACIONES	12
3.1. MARCO TEÓRICO	12
3.1.1. Los determinantes de las exportaciones.....	12
3.1.2. Modelo econométrico	14
3.2. METODOLOGÍA DE RECOGIDA DE DATOS.....	17
3.3. ESTIMACIÓN DEL MODELO TRADICIONAL	18
3.4. ESTIMACIÓN DEL MODELO DINÁMICO.....	19
4. ANÁLISIS DE RESULTADOS	26
4.1. EFECTOS A CORTO Y LARGO PLAZO	26
4.2. COMPARACIÓN CON OTRAS ESTIMACIONES	28
4.3. IMPACTO DEL VETO DE 2009	29
4.4. IMPACTO DEL VETO DE 2013	31
4.5. SUSTITUCIÓN POR OTROS MERCADOS	34
5. CONCLUSIONES.....	37
BIBLIOGRAFÍA	39
ANEXO 1. Tabla resumen de los datos	41
ANEXO 2. Chequeo del modelo tradicional.....	42

1. INTRODUCCIÓN

La carne de porcino española ha sido un producto muy demandado por la Federación Rusa durante los últimos años, llegando a situarse en el quinto país más importante en cuanto a importaciones de dicho producto desde el año 2004 hasta el 2012. Pero este producto también se ha visto sometido a diversos vetos, lo que ha llevado a que desde el año 2013 las exportaciones a Rusia se hayan visto drásticamente reducidas, hasta el punto de dejar de formar parte de los 30 principales países importadores en el año 2014.

Resulta, por ello, de interés analizar la repercusión de los vetos rusos en la economía española mediante la estimación de un modelo econométrico que nos permita conocer si todos los vetos realizados por parte de este país han sido significativos, o si por el contrario, se explican por otras variables ajenas al propio veto. Otro objetivo buscado en el presente estudio es cuantificar los efectos de los vetos en términos monetarios, así como conocer las elasticidades del PIB ruso y del tipo de cambio real respecto a las exportaciones, tanto a corto como a largo plazo, y poder conocer de este modo cuanto afectan las variaciones en los mismos a las exportaciones, sin tener en cuenta aspectos externos. Además, se estudiará si España ha buscado sobreponerse a los vetos rusos entrando con mayor intensidad en otros mercados geográficos.

El valor de este trabajo se deriva de que no es una cuestión que se aborde habitualmente en la literatura. Dado que, por cuestiones políticas y económicas, otros países están planteando vetos a sus importaciones en la actualidad o, al menos, utilizándolos como amenaza, la metodología utilizada podría ser de aplicación en estos otros casos.

El trabajo está organizado como sigue: en el segundo apartado se describe la situación de las exportaciones españolas, centrándose poco a poco en la situación de las exportaciones de carne de cerdo a todo el mundo, y especializándose concretamente en Rusia, país del que se detallarán los vetos llevados a cabo y sus causas. En el tercer apartado, se realiza un breve repaso a las teorías macroeconómicas y econométricas a utilizar, se describirán las fuentes de información utilizadas para la obtención de los distintos datos y se estimarán dos modelos econométricos, uno tradicional y otro dinámico. En el cuarto apartado se analizarán los resultados, obteniendo las elasticidades a corto y largo plazo, presentándose también las elasticidades obtenidas

por diversos autores para las exportaciones generales a todo el mundo. En este apartado también se analizará el impacto de cada uno de los vetos en la economía española y si España ha buscado otros mercados donde posicionarse con más fuerza. Las conclusiones se presentan en el quinto apartado.

2. LAS EXPORTACIONES ESPAÑOLAS Y LOS VETOS RUSOS

España es el decimosexto país exportador del mundo, según datos publicados por el Instituto de Estudios Económicos (IEE) en septiembre del 2014¹.

Tabla 2.1. Principales naciones exportadoras en 2013. Participación en las exportaciones mundiales en %.

1	China	10,32	11	Rusia	2,52
2	EEUU	9,57	12	Bélgica	2,44
3	Alemania	7,43	13	Canadá	2,29
4	Japón	3,67	14	Singapur	2,25
5	Reino Unido	3,55	15	India	1,99
6	Francia	3,47	16	ESPAÑA	1,97
7	Países Bajos	3,44	17	México	1,71
8	Corea	2,87	18	Emiratos Árabes	1,60
9	Hong Kong	2,86	19	Taiwán	1,52
10	Italia	2,68	20	Suiza	1,38

Fuente: elaboración propia a partir de datos del IEE.

No obstante, a pesar de figurar dentro del ranking de los 20 países más exportadores del mundo, España no ha tenido un saldo positivo en la balanza comercial durante los últimos 11 años, como podemos observar en el gráfico 2.1.

¹ Instituto de Estudios Económicos (IEE). España es el decimosexto país exportador del mundo [en línea]. 11 de septiembre del 2014. [12 de marzo del 2015]. Disponible en: <http://www.ieemadrid.es/sala-de-prensa/las-notas-del-iee/espana-es-el-decimo-sexto-pais-exportador-del-mund.html>.

Gráfico 2.1. Saldo de la balanza comercial española en millones de euros.



Fuente: elaboración propia a partir de datos del ICEX.

El déficit de la balanza comercial española alcanzó su pico más alto en 2007, año anterior a la entrada en la actual crisis financiera, aspecto que hizo reducir sustancialmente el volumen de importaciones.

Los países a los que más ha exportado España en 2014 son Francia (15,7%), Alemania (10,4%), Portugal (7,5%) e Italia (7,2%). Mientras que, los países a los cuales España importa en su mayoría son Alemania (12,1%), Francia (11%), China (7,5%) e Italia (5,9%). Se observa que las exportaciones e importaciones españolas se ven muy compensadas en cuanto a países, con la diferencia de la presencia de China entre los países a los que más se les importa, debido a que es un país que se está desarrollando mucho en los últimos años.

Analizando más en profundidad las exportaciones e importaciones españolas, nos encontramos con que los productos más exportados e importados por España en el año 2014 son los que se muestran en la tabla 2.2.

Tabla 2.2. Productos más exportados e importados por España en 2014.

Exportaciones	% Respecto al total	Importaciones	% Respecto al total
Maquinaria y equipo de transporte	31,9%	Maquinaria y equipo de transporte	27,4%
Artículos manufacturados	15,5%	Combustibles	20,9%
Productos alimenticios	14,0%	Productos químicos	14,1%
Productos químicos	13,3%	Artículos manufacturados	12,4%

Fuente: elaboración propia a partir de datos del ICEX.

Podemos observar que España es un país muy dependiente de combustibles, ya que necesita importar un 20,9% del total de sus importaciones. En cuanto a las exportaciones, cabe destacar la presencia de los productos alimenticios, que, a pesar de situarse en tercer lugar, son una parte muy importante del total de las exportaciones, con un 14%. Analizando más en concreto el sector alimenticio, los productos más exportados son los que se muestran en la tabla 2.3.

Tabla 2.3. Productos del sector alimenticio más exportados en España en 2014.

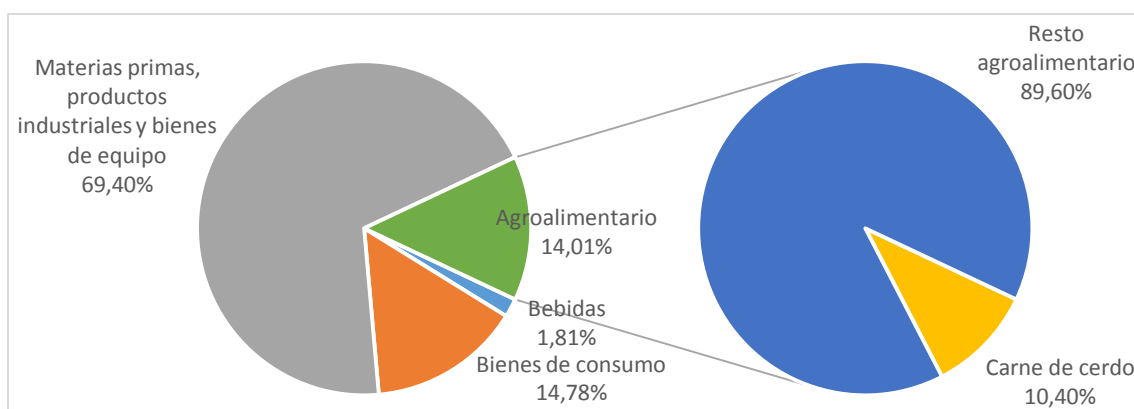
Producto	% Sobre el total del sector alimenticio	% Sobre el total de las exportaciones
Frutas	24,39%	3,42%
Legumbres y hortalizas	18,18%	2,55%
Carnes	15,36%	2,15%
Pescados y crustáceos	8,72%	1,22%

Fuente: elaboración propia a partir de datos de DATACOMEX.

Se observa que casi un cuarto de los productos del sector alimentario exportados por España son frutas, pero que también las carnes representan un porcentaje muy importante sobre el total del sector alimenticio.

En cuanto a carnes, España es el cuarto productor mundial de carne de cerdo (supone el 3,4% de la producción mundial), sólo detrás de China (50%), EEUU (10%) y Alemania (5,3%)². En el gráfico 2.2, se puede observar la gran importancia de la carne de cerdo dentro del sector agroalimentario, puesto que representa un 10,4% sobre el total del mismo, lo que indica que un 67,7% del total de carnes exportadas por España, son de cerdo.

Gráfico 2.2. Exportaciones mundiales españolas por sectores en 2014.



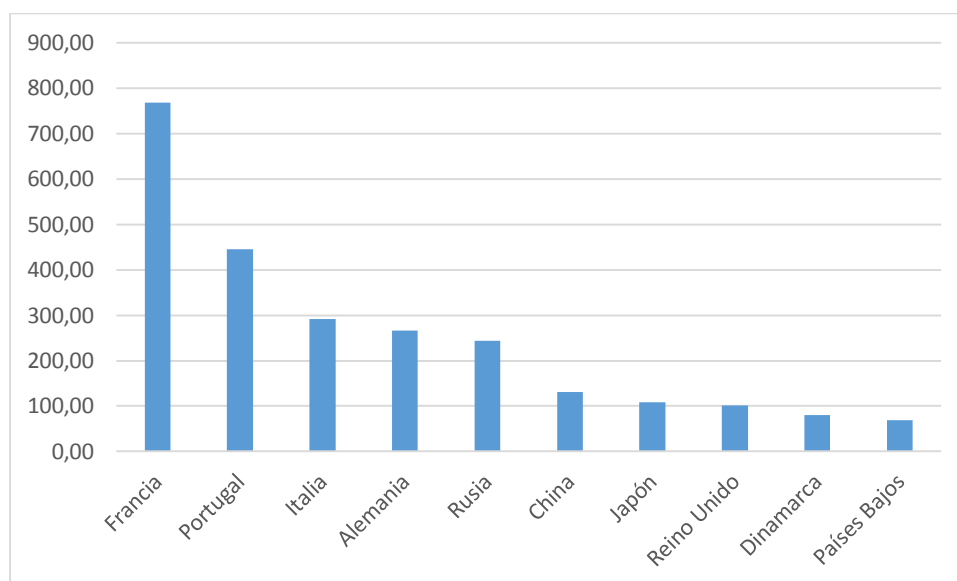
Fuente: elaboración propia a partir de datos del ICEX.

Este gráfico está dividido en cuatro grandes sectores, -agroalimentario, bebidas, bienes de consumo y, materias primas, productos industriales y bienes de equipo- donde podemos ver que son los productos de este último sector (donde estarían incluidos los equipos de transporte) son los más exportados, con un porcentaje del 69,40%, lo correspondiente a 166.580,18 millones de euros.

Las exportaciones españolas de carne de porcino supusieron un 1,46% del total de las exportaciones realizadas, lo cual es equivalente a 3.498,37 millones de euros. En 2014, los principales cuatro destinos de la carne de cerdo española fueron Francia (22,6%), Portugal (14,9%), Italia (8,8%) y Japón (7,4%). Cabe destacar que, hasta el año 2012, otro de los principales países importadores de carne de cerdo español era Rusia, situándose en quinto lugar en 2012, con una representación del 7,6% respecto al total de países importadores de carne porcina española, como se observa en el gráfico 2.3.

² Asociación Nacional de Industrias de la Carne de España (ANICE). El sector cárnico [en línea]. [14 de marzo del 2015]. Disponible en: http://www.anice.es/v_portal/informacion/informacionver.asp?cod=9776&te=7&idage=11909.

Gráfico 2.3. Principales países importadores de carne de cerdo español para 2012, en millones de euros.



Fuente: elaboración propia a partir de datos del ICEX.

Rusia, al no formar parte de la Unión Europea, no está sometida al libre comercio, por lo que es un país del cual España ha recibido varios vetos desde la entrada de nuestro país en el euro, siendo los productos porcinos los más vetados por la Federación Rusa. Es por ello, que en 2014, Rusia pasó a ocupar el puesto 33, con una caída en sus importaciones de cerdo español del 96,67%.

2.1. LOS VETOS DE RUSIA

2.1.1. Primer veto

El primer veto a la carne de cerdo se registró el 2 de mayo de 2009. Rusia prohibió la importación de carne de cerdo debido al virus AH1N1 (virus de la gripe porcina). Este veto se vio disuelto el 14 de mayo del mismo año para todas las ciudades españolas a excepción de Barcelona, Sevilla y Valencia, ciudades a las cuales el veto se alargó hasta el 3 de junio del mismo año³.

³ Levante-EMV. Rusia levanta la prohibición de importar cerdo español [en línea]. 3 de junio del 2009. [23 de noviembre del 2014]. Disponible en: <http://www.levante-emv.com/sociedad/2009/06/03/rusia-levanta-prohibicion-importar-cerdo-espanol/597376.html>.

2.1.2. Segundo veto

El segundo veto se produjo el 18 de abril del 2013. Este veto fue denominado como un parón provisional a la importación de carne de cerdo, vacuno, pescado y lácteos españoles, debido a unos modernos requisitos impuestos por las autoridades rusas. Únicamente 24 empresas exportadoras españolas contaban con la autorización rusa para la exportación de los productos. Este parón no terminó, y se vio solapado con el siguiente veto⁴.

2.1.3. Tercer veto

El tercer veto arrancó el 7 de agosto del 2014. Se vieron vetados la carne de vaca, cerdo, aves, pescado, lácteos, verduras, tubérculos, frutas y hortalizas procedentes de los países de la UE, EEUU, Australia, Canadá, Japón y Noruega⁵.

El motivo de este veto se debe a la tensión entre Rusia y Ucrania, detallada por autores como Freedman, L. (2014) y Villanueva-R, C. (2014): Ucrania se independizó de la Unión de Repúblicas Socialistas Soviéticas (URSS) el 24 de agosto de 1991. Fue el 25 de diciembre de 1991 cuando la URSS se desvaneció, debido a las múltiples independencias de los estados miembros de la misma.

Ucrania es un país con una tasa de inflación y paro del 10% y un PIB per cápita de 6.000 dólares al año. Estos aspectos hacían a gran parte de la población ucraniana necesaria la emigración a países europeos, por lo cual buscaban acercarse a la Unión Europea de forma vigorosa, así como a la OTAN. Sin embargo, también es cierto que Ucrania tiene una dependencia enorme de Rusia en cuanto al gas natural, sin el cual Ucrania podría caer en una profunda crisis económica. Es por ello que Ucrania es considerada una zona con dos influencias muy importantes: Occidente y Rusia.

⁴ Doscadesa. Rusia limita de forma provisional la importación de carnes y productos cárnicos españoles. 31 de julio del 2013. [27 de noviembre del 2014]. Disponible en: <http://www.doscadesa.com/index.php/noticias/rusia-limita-de-forma-provisional-la-importacion-de-carnes-y-productos-carnicos-espanoles/?lang=es>.

⁵ Fernández, R. Rusia devuelve el golpe tras las sanciones [en línea]. Moscú, 7 de agosto del 2014. [10 de diciembre del 2014]. Disponible en: http://internacional.elpais.com/internacional/2014/08/07/actualidad/1407403371_425845.html.

En las elecciones ucranianas de 2010, salió victorioso Víktor Yanukóvich, presidente prorruso. Yanukóvich se negó a renovar el acuerdo de asociación y libre comercio con la UE, argumentando que se debía a que la UE no ofrecería los 20.000 millones de dólares en ayuda que se habían solicitado. Sin embargo, se vio dispuesto a integrarse en la Comunidad Económica Euroasiática (CEEa), una alternativa a la Comunidad Económica Europea (CEE) liderada por Rusia y con cuatro estados miembros más – Bielorrusia, Kazajistán, Kirguistán y Tayikistán-, y a firmar un tratado de comercio con ellos; además, Moscú se ofreció a dar 15.000 millones de dólares en concepto de ayudas.

Este acercamiento a Rusia y consecuente separación a la UE, produjo importantes protestas en la capital ucraniana, Kiev. Yanukóvich suspendió los derechos de protesta y penó las manifestaciones, con penas de 15 años de cárcel. Una importante parte de la población ucraniana, defensora de la democracia y opositora a este régimen autoritario prorruso, consiguieron precipitar la huida del presidente, quien se refugió en Rusia, y se designó un nuevo presidente, Alexander Turchinov, de visión prooccidental. A los ojos de Rusia, este gobierno era ilegítimo, y respondió enviando grupos armados a Crimea, una península ucraniana que había sido rusa desde el siglo XVIII hasta 1954. Los habitantes de Crimea tenían en su mayoría un sentimiento más ruso que ucraniano, lo que hizo que tras un referéndum lanzado en Crimea sobre la anexión a Rusia o a Ucrania, saliese victoriosa Rusia con un 96% de los votos.

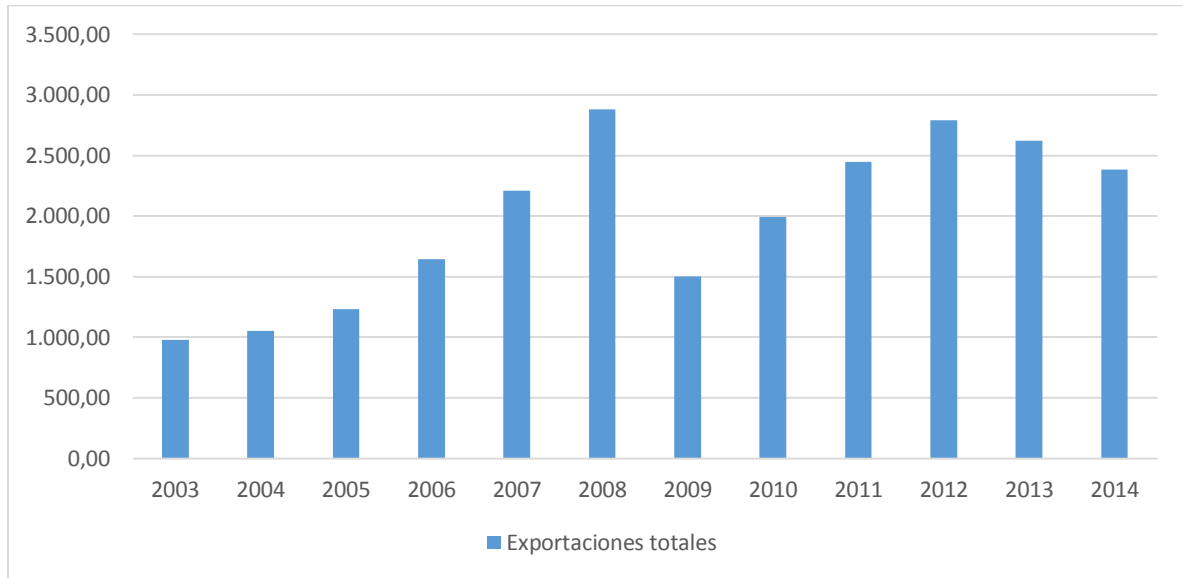
La UE, EEUU, Australia, Canadá, Japón y Noruega, no vieron bien las medidas tomadas por Rusia, y la sancionaron con duras medidas que afectan a todos los sectores económicos de su economía, desde la reducción de las importaciones hasta la limitación de acceso al crédito. Estas medidas han hecho que Rusia sufra unas pérdidas de 25.000 millones de euros (un 1,5% de su PIB)⁶. Como represalia, Rusia respondió vetando un buen conjunto de productos (carne de vaca, cerdo, aves, pescado, lácteos, verduras, tubérculos, frutas y hortalizas), y procedió a importarlos de otros países, como Brasil o China.

⁶ Bonet, P. Medvédev reconoce que la economía de Rusia paga un precio por Crimea [en línea]. Moscú, 21 de abril del 2015. [23 de abril del 2015]. Disponible en: http://internacional.elpais.com/internacional/2015/04/21/actualidad/1429638769_210072.html.

2.2. ANÁLISIS DE LA EVOLUCIÓN DE LAS EXPORTACIONES ESPAÑOLAS A RUSIA

En el gráfico 2.4, se muestra la evolución de las exportaciones españolas a Rusia desde el año 2003 hasta el 2014.

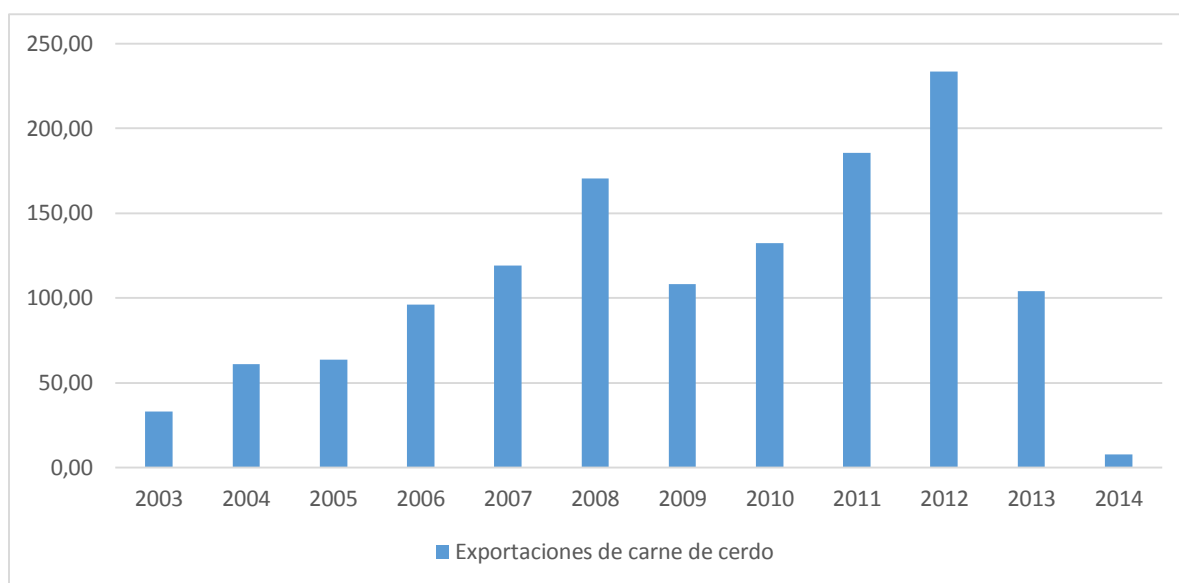
Gráfico 2.4. Exportaciones de España a Rusia en millones de euros.



Fuente: elaboración propia a partir de datos del ICEX.

En este gráfico se puede observar una profunda caída de las exportaciones en el año 2009 (-47,80%) y unas menores caídas en los años 2013 (-6%) y 2014 (-9,2%). Más concretamente, en el terreno que nos ocupa, las exportaciones españolas de carne de cerdo a Rusia han seguido la evolución que dibuja el gráfico 2.5.

Gráfico 2.5. Exportaciones españolas de carne de cerdo a Rusia en millones de euros.

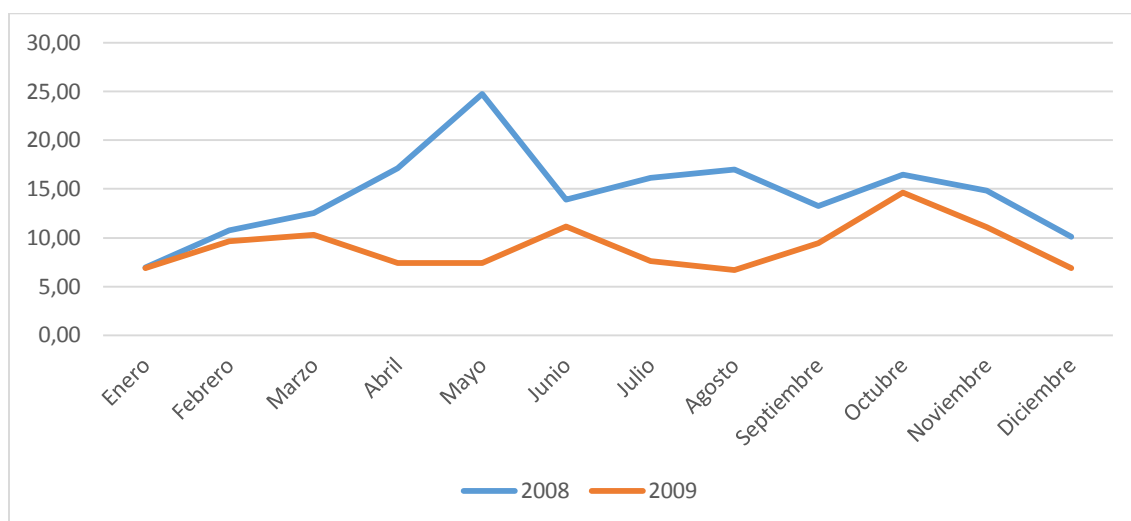


Fuente: elaboración propia a partir de datos del DATACOMEX.

Aquí se observa de nuevo la caída del año 2009 (-36,52%), algo menor que la de las exportaciones totales. Sin embargo, los recortes de 2013 (-55,53%) y 2014 (-92,73%) son mucho más pronunciados que los que experimentaron las exportaciones totales correspondientes a esos años.

Analizando los datos mes a mes se observa cierto componente cíclico, con tendencia creciente en las exportaciones en los primeros meses del año y retrocesos en los meses centrales que se mantienen más o menos estables el resto del año. En particular, el gráfico 2.6 compara el año del primer veto (2009) con el precedente. Se observa cómo en 2009 las exportaciones de carne de cerdo a Rusia en mayo se han mantenido estables respecto a abril, siendo que en 2008 presentaron un fuerte aumento, y que a lo largo del resto del año no se consiguió remontar los valores alcanzados en 2008.

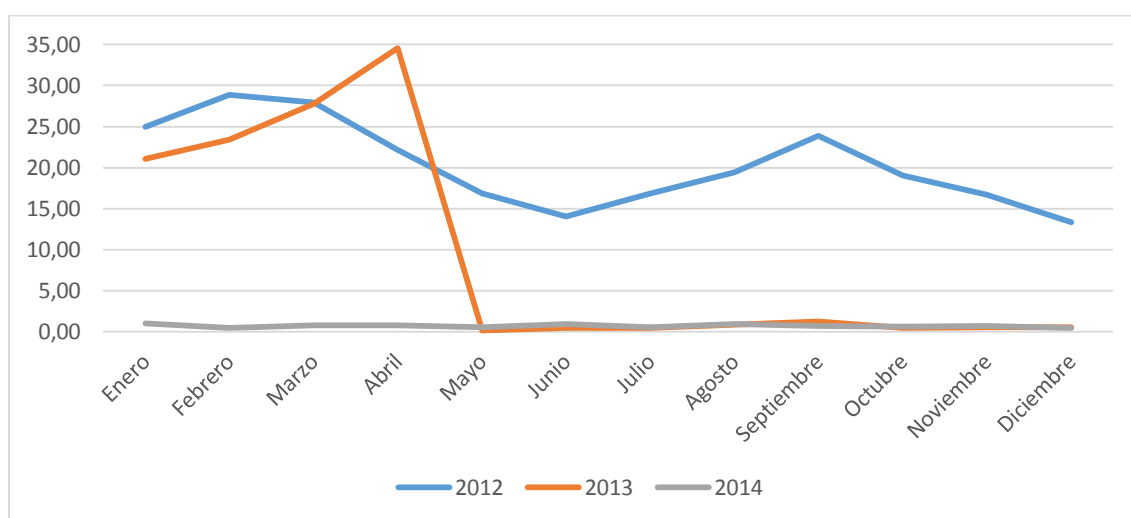
Gráfico 2.6. Exportaciones españolas de carne de cerdo a Rusia por meses y en millones de euros.



Fuente: elaboración propia a partir de datos de DATACOMEX.

Por su parte, el gráfico 2.7 compara los perfiles del año del segundo veto (2013) con el anterior y el posterior. Se observa cómo en abril de 2013 hay un fuerte incremento de las exportaciones que se ve drásticamente reducido a un valor casi nulo para los posteriores meses del año, lo que hace perder por completo la estacionalidad existente para otros años en los cuales no había veto.

Gráfico 2.7. Exportaciones españolas de carne de cerdo a Rusia por meses y en millones de euros.

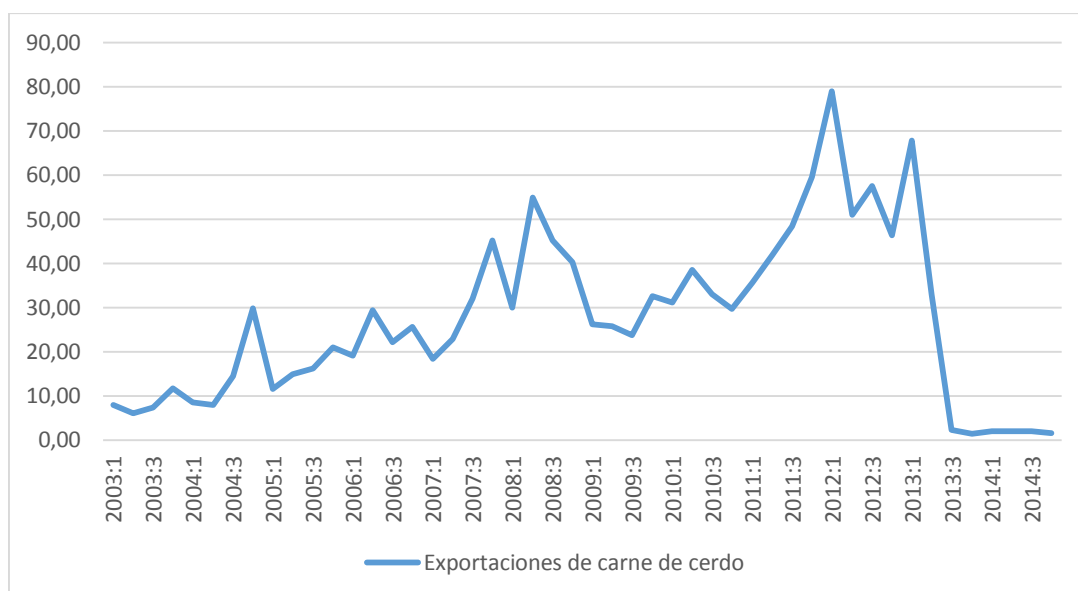


Fuente: elaboración propia a partir de datos del ICEX.

En conjunto, el gráfico 2.8 recoge los datos de las exportaciones españolas de porcino a Rusia a partir de 2003, agrupadas de forma trimestral, aspecto muy importante de cara a la estimación que se realizará en el tercer apartado, ya que utiliza este tipo de datos. De esta forma, cabe decir que los trimestres que presentaron vetos son:

- Primer veto: 2009:2.
- Segundo veto: 2013:2.
- Tercer veto: 2014:3.

Gráfico 2.8. Exportaciones trimestrales españolas de carne de cerdo a Rusia en millones de euros.



Fuente: elaboración propia a partir de datos del ICEX y OECD.

3. ESTIMACIÓN DE LA FUNCIÓN DE EXPORTACIONES

3.1. MARCO TEÓRICO

3.1.1. Los determinantes de las exportaciones

Blanchard, O. *et al.* (2012) explica que las exportaciones son la parte de la demanda extranjera que corresponde a bienes interiores, y desde la teoría macroeconómica son explicadas principalmente por la renta extranjera (o lo que es lo mismo, la producción

extranjera, indicativa de su capacidad adquisitiva en general) y por el tipo de cambio real (que da cuenta de la competitividad en los mercados internacionales). De este modo, y aplicándolo al caso España-Rusia, las exportaciones quedarían expresadas de la siguiente manera:

$$X = X(Y^*, TCR), \quad TCR = \frac{TC * P^*}{P},$$

donde:

- X: Exportaciones españolas de cerdo a Rusia en términos reales.
- Y^* : PIB de Rusia en términos reales.
- TCR: Tipo de cambio real, expresado como EUR/100RUB (euros por cada 100 rublos).
- TC: Tipo de cambio nominal, expresado como EUR/100RUB
- P^* : Índice de precios de Rusia.
- P: Índice de precios de España.

Las hipótesis teóricas sobre la función de exportaciones son:

$$\frac{\partial X}{\partial Y^*} > 0, \quad \frac{\partial X}{\partial TCR} > 0,$$

es decir, las exportaciones españolas a Rusia aumentan cuando aumenta el PIB de Rusia (Y^*), dado que cuanto más renta tengan más pueden comprar del exterior. También aumentan las exportaciones cuando el tipo de cambio real (TCR) crece, como consecuencia de que aumenta la competitividad de los productos rusos por cualquiera de estas tres vías:

- Crece el tipo de cambio nominal: El euro se deprecia respecto al rublo.
- Disminuyen los precios nacionales: Nuestros productos son más baratos, por lo que los rusos preferirían comprar nuestros productos.
- Aumentan los precios rusos: Los productos rusos son más caros, por lo que preferirían comprar nuestros productos.

3.1.2. Modelo econométrico

El modelo econométrico que se va a utilizar tendrá como variable dependiente las exportaciones de carne de cerdo a Rusia en términos reales (X), dado que es el dato que se quiere estimar para conocer si el veto ha tenido efecto en las exportaciones españolas. De acuerdo con el apartado anterior, las exportaciones vendrán explicadas por dos variables independientes: el PIB real ruso (Y^*) y el tipo de cambio real EUR/100RUB (TCR).

$$X = f(Y^*, TCR)$$

Como las exportaciones y el PIB son dos variables con tendencia temporal, se van a tomar en logaritmos, de forma que el modelo quedará definido de la siguiente manera:

$$\ln X_t = \beta_1 + \beta_2 * \ln Y^*_t + \beta_3 * TCR_t + u_t$$

El modelo deberá cumplir las hipótesis básicas de un modelo del tipo serie temporal. Estas hipótesis básicas son:

- No heteroscedasticidad.
- Normalidad.
- No autocorrelación

La hipótesis de **no heteroscedasticidad** indicará la ausencia de efecto ARCH (o también llamado, heteroscedasticidad autorregresiva condicionada), debido a que se trata de una serie temporal. Para ello se utilizará el procedimiento propuesto por Engle, R.F. (1982), es decir, si existe heteroscedasticidad condicionada, los residuos del modelo ajustado estarán incorrelacionados, pero serían dependientes, lo que hará que los residuos al cuadrado presenten autocorrelación.

El contraste de ARCH es preferido a otros contrastes para medir la heteroscedasticidad condicionada en especificaciones temporales y se define con un periodo de retardo mediante la siguiente expresión:

$$\sigma^2 = E(u^2|u_{t-1}) = \alpha_0 + \alpha_1 * u_{t-1}^2.$$

Este modelo presenta las siguientes restricciones:

- $\alpha_0 > 0$
- $0 \leq \alpha_1 \leq 1$. Esto hará que el modelo sea estacionario. De encontrarse α_1 negativos, habría $\sigma^2 < 0$, y no es posible que esto exista.

Para la hipótesis de **normalidad** se utilizará el contraste LM de Jarque, C.M. y Bera, A.K. (1987). Los errores del modelo deben seguir una distribución normal, es decir, que $u_i \approx N(0, \sigma^2)$. Con el cumplimiento de este supuesto se tiene la justificación teórica para la utilización de pruebas estadísticas que involucren a las distribuciones t, F y χ^2 .

El contraste de Jarque Bera, utilizado para determinar la presencia o no de normalidad, se basa en dos medidas convencionales de los residuos:

- Coeficiente de asimetría: Mide el grado de simetría de la distribución de probabilidad. Este coeficiente se calcula como:

$$A = \frac{\sum_{t=1}^T u_t^3 / n}{(\frac{\sum_{t=1}^T u_t^2}{n})^{3/2}}$$

- Coeficiente de curtosis: Mide el grado de apuntamiento de la distribución de probabilidad. Este coeficiente se calcula como:

$$K = \frac{\sum_{t=1}^T u_t^4 / n}{(\frac{\sum_{t=1}^T u_t^2}{n})^2}$$

Este contraste se define de la siguiente forma:

$$JB = T * [\frac{A^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24}]$$

Finalmente, a la hora de observar el comportamiento de una variable a lo largo del tiempo, es probable que las observaciones estén correlacionadas a lo largo del mismo.

La hipótesis de **no autocorrelación** se analiza mediante el estadístico LM, de primer y cuarto orden, de Godfrey, L.G. (1988). Este test es asintóticamente válido en presencia de variables dependientes retardadas, y suficientemente flexible como para considerar órdenes de correlación serial alternativos.

Para utilizar este estadístico, hay que guardar los residuos del modelo. Después, se estima por MCO la ecuación de los residuos, en función de la constante, las variables explicativas (Y^* , TCR), y los p retardos de los residuos, de forma que obtendremos la siguiente expresión:

$$\hat{u}_t = \lambda_1 + \lambda_2 * \ln Y^*_t + \lambda_3 * TCR_t + \alpha_1 * \hat{u}_{t-1} + \dots + \alpha_p * \hat{u}_{t-p} + \zeta_t$$

El propósito de este contraste será aceptar la hipótesis nula, la cual indica la ausencia de autocorrelación serial de orden p . Bajo la hipótesis nula de que ζ_t es $iiN(0, \sigma^2)$, se utilizará el estadístico de contraste $LM = T * R^2$, donde T es el tamaño muestral y R^2 el coeficiente de determinación de la regresión anterior, con una distribución Chi-cuadrado con p grados de libertad. En el caso que nos ocupa, al tratarse de datos trimestrales, hay que estimar la ecuación de los residuos para cuatro retardos y para un retardo en los residuos.

Si el modelo cumple las hipótesis básicas, la perturbación aleatoria se comportará como ruido blanco y los estimadores MCO serán insesgados y consistentes.

También se analizará la presencia de **cambio estructural** en el modelo, tomando como referencia el periodo 2009:2, dado que es cuando se realizó el primer veto. Este contraste nos permitirá conocer si ese veto tuvo influencia o no. Para analizar este efecto se recurrirá al contraste propuesto por Chow, G.C. (1969). Para ello, se va a estimar un modelo mixto, el cual incluirá una dummie para 2009:2 (d) que nos indicará si en ese año las exportaciones se han comportado o no de manera irregular. Esa dummie se añadirá de forma aditiva y multiplicativa al modelo.

El modelo mixto, tendrá la siguiente estructura:

$$\ln X_t = \beta_1 + \beta_2 * \ln Y^*_t + \beta_3 * TCR_t + \lambda_1 * d + \lambda_2 * d * \ln Y^*_t + \lambda_3 * d * TCR_t + u_t$$

Este contraste se resolverá mediante el estadístico F de Chow, el cual se define como sigue:

$$F = \frac{SR_R - SR_{NR}}{SR_{NR}} * \frac{T - k_{NR}}{k_R} \sim F_{\varepsilon(k_R, T - k_{NR})}$$

3.2. METODOLOGÍA DE RECOGIDA DE DATOS

Para la recogida de datos se ha recurrido a las siguientes bases de datos:

- Stats-OECD: Para la obtención de los valores del PIB nominal de Rusia, así como su deflactor del PIB, los valores del IPC para los alimentos, y los tipos de cambio nominales del Euro respecto al Rublo (EUR/RUB) acotando trimestralmente los años desde el 2003 hasta el 2014.
- ICEX y DATACOMEX: Para la obtención de las exportaciones españolas a Rusia de carne de cerdo, acotando de forma trimestral desde 2003 hasta 2014.

El estudio se va a realizar con una muestra de datos trimestrales correspondientes a once años (desde 2003 hasta 2013). Se ha escogido como inicio el año 2003 debido a que es el año en que España comenzó a comercializar con euros y permite una muestra lo suficientemente amplia para la estimación. En cuanto al final de la muestra, hay que recordar que, como se ha señalado previamente, los vetos de Rusia se han producido en los siguientes momentos del tiempo:

- Primer veto: 2009:2.
- Segundo veto: 2013:2.
- Tercer veto: 2014:3.

Tal como se mostró en el gráfico 2.8, es evidente que las exportaciones cayeron prácticamente a cero a partir del segundo veto (segundo trimestre del año 2013), motivo por el cual se descartan los datos a partir de ese momento. Es más, ese mismo gráfico permite detectar que el tercero de los vetos no tuvo un impacto adicional porque, de hecho, no amplió las restricciones del segundo. De esta forma, se ha decidido acotar el rango para la estimación desde 2003:1 hasta 2013:1.

En definitiva, la muestra incluye 41 observaciones correspondientes al periodo:

$$t = 2003:1, 2003:2, \dots, 2013:1.$$

En el anexo 1 se incluye una tabla que presenta los datos utilizados. Para ofrecer una visión más sintética, aunque los datos son trimestrales, se han agrupado por años.

3.3. ESTIMACIÓN DEL MODELO TRADICIONAL

De una primera estimación de la especificación econométrica se obtiene el siguiente modelo:

$$\ln X_t = -27,9733 + 1,61593 * \ln Y^*_t + 1,12267 * TCR_t \quad (1)$$

A este modelo se le llamará a partir de ahora, modelo tradicional.

Antes de poder tomar conclusiones a partir del modelo tradicional, hay que someterlo a una fase de chequeo, para asegurarse de que los estimadores que se obtengan sean insesgados y consistentes, así como la no presencia de correlación entre las observaciones.

Si el modelo pasa la fase de chequeo, se podrán analizar las variables utilizadas y llevar a cabo predicciones, ya que los estimadores son fiables; pero si el modelo no pasa dicha fase, habrá que reformularlo corrigiendo los errores que presente.

Para agilizar la lectura, la fase de chequeo se desarrolla en el anexo 2, presentándose en la tabla 3.1 los principales resultados. Al no aceptarse la hipótesis nula en el contraste de no autocorrelación, y no cumplir el modelo especificado la hipótesis básica de α_1 comprendida entre 0 y 1 en el contraste de homoscedasticidad, se concluye que el modelo tradicional no ha pasado la fase de chequeo. La perturbación aleatoria no se comporta como ruido blanco y los estimadores MCO están sesgados y son inconsistentes.

Tabla 3.1. Resumen de los resultados obtenidos en el modelo tradicional.

Cambio estructural	Homoscedasticidad	Normalidad	No autocorrelación
El modelo no presenta cambio estructural en 2009:2.	El modelo no cumple la hipótesis básica $0 \leq \alpha_1 \leq 1$.	Los residuos siguen una distribución normal.	Existen problemas de autocorrelación.

Fuente: elaboración propia.

Por ello a continuación se especificará un nuevo modelo que corrija los problemas de autocorrelación existentes en el modelo tradicional, al cual llamaremos modelo dinámico.

3.4. ESTIMACIÓN DEL MODELO DINÁMICO

Los problemas detectados en el modelo tradicional (1) se van a corregir añadiendo como explicativa un retardo a la variable dependiente, las exportaciones de carne de cerdo a Rusia. De esta forma se convierte en un modelo dinámico con la siguiente expresión:

$$\ln X_t = \beta_1 + \beta_2 * \ln Y_t^* + \beta_3 * TCR_t + \delta * \ln X_{t-1} + u_t$$

Este modelo arrojará dos tipos de elasticidades, una elasticidad a corto plazo, definida por β_2 y β_3 , y una elasticidad a largo plazo, la cual se calcula como la elasticidad a corto plazo dividido entre $1 - \delta$, siendo δ la elasticidad de las exportaciones retardadas un periodo. La elasticidad a largo plazo permitirá obtener la variación de las exportaciones ante cambios en la renta o en el tipo de cambio para momentos futuros más lejanos, siendo esta elasticidad siempre superior a la obtenida en el corto plazo.

Estimando los parámetros por MCO, se llega al siguiente modelo, el cual será analizado con los mismos contrastes utilizados para el modelo tradicional:

$$\ln X_t = -23,9934 + 1,25578 * \ln Y_t^* + 0,632803 * TCR_t + 0,386577 * \ln X_{t-1} \quad (2)$$

Contraste de Chow

Al igual que se analizó para el modelo tradicional (véase anexo 2), se va a analizar si este modelo sigue presentando permanencia estructural en 2009:2, momento del primer veto. Para ello, obtenemos el siguiente modelo mixto:

$$\ln X_t = -40,8052 + 1,90110 * \ln Y_t^* + 0,366323 * TCR_t + 0,403961 * \ln X_{t-1} + 58,2377 * d - 2,32470 * d * \ln Y_t^* + 0,218713 * d * TCR_t + 0,156072 * d * \ln X_{t-1} \quad (3)$$

Se realizará el siguiente contraste de hipótesis:

$$\begin{cases} H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = 0 \\ H_a: \lambda_t \neq 0 \quad \forall t = 1, 2, 3, 4 \end{cases}$$

Y con los datos de la muestra (tabla 3.2) se obtiene el siguiente resultado:

$$F = \frac{2,588347 - 2,267743}{2,267743} * \frac{40-8}{4} \sim F_{\varepsilon(4,32)} = 1,13101 \quad (4)$$

Tabla 3.2. Datos necesarios para calcular la permanencia estructural.

	Modelo restringido (R)	Modelo no restringido (NR) (mixto)
Suma residual (SR)	2,588347	2,267743
Observaciones (T)	40	
Parámetros (k)	4	8

Fuente: elaboración propia.

Como el p-valor (tabla 3.3) es superior a 0,10, se acepta la hipótesis nula para los tres niveles de significatividad utilizados. Por tanto, sigue persistiendo la permanencia estructural con el modelo retardado un periodo.

Tabla 3.3. Resultado del contraste de Chow.

F Chow	P-valor
1,13101	0,3594

Fuente: elaboración propia.

No heteroscedasticidad

El modelo de ARCH obtenido es el siguiente:

$$\sigma^2 = 0,056160 + 0,0987627 * u^2_{t-1} \quad (5)$$

Este modelo sí cumple las restricciones, puesto que α_0 es mayor que 0 y α_1 está comprendido entre 0 y 1.

El contraste que analizará si hay o no heteroscedasticidad es el siguiente:

$$\begin{cases} H_0: \text{No hay heteroscedasticidad} \\ H_a: \text{Sí hay heteroscedasticidad} \end{cases}$$

Expresado matemáticamente como:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = 0 \\ H_a: \alpha_1 \neq 0 \end{cases}$$

Se analizará mediante el estadístico $LM = T \cdot R^2$, y nos ofrece los resultados de la tabla 3.4. Como $\chi^2_{\varepsilon(1)}$ es mayor al estadístico LM resultante para los tres niveles de significatividad utilizados (1%, 5%, 10%), se acepta la hipótesis nula, afirmándose que este modelo no presenta problemas de heteroscedasticidad.

Tabla 3.4. Resultado del contraste $LM = T \cdot R^2$ para el contraste ARCH.

Estadístico LM	P-valor
0,387534	0,533599

Fuente: elaboración propia.

Normalidad

El contraste de normalidad del modelo dinámico (2) arroja los resultados que recoge la tabla 3.5; en particular:

$$JB = 40 * \left[\frac{0,66495^2}{6} + \frac{(3,36376-3)^2}{24} \right] = 3,16829 \quad (6)$$

Tabla 3.5. Resultados al contraste de normalidad de Jarque Bera.

Asimetría	Curtosis	Jarque Bera	P-valor
0,66495	3,36376	3,16829	0,205123

Fuente: elaboración propia.

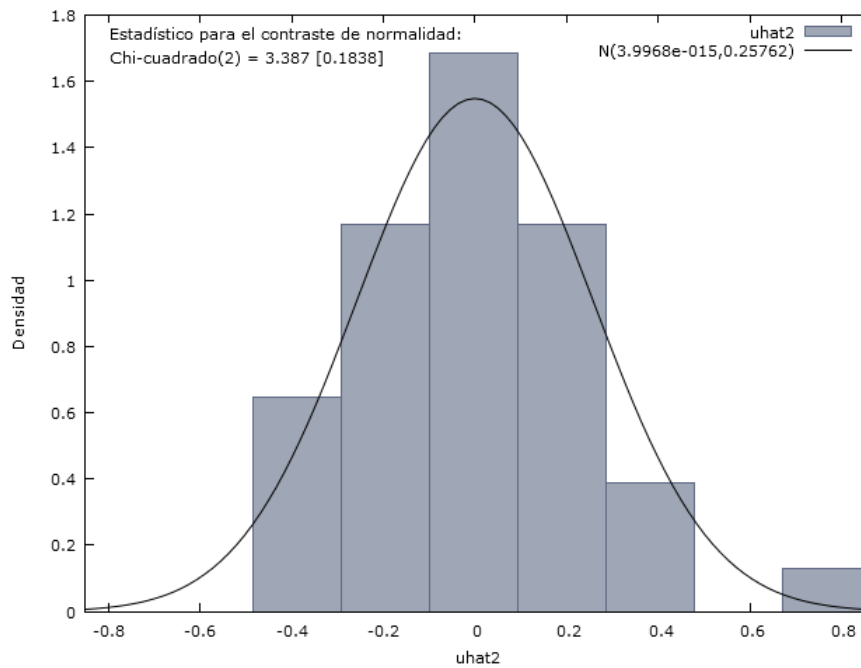
Pasando el contraste:

$$\begin{cases} H_0: JB < \chi^2_{\varepsilon(2)} \\ H_a: JB \geq \chi^2_{\varepsilon(2)} \end{cases}$$

Se observa que para todos los niveles de significatividad utilizados (1%, 5%, 10%) se acepta la hipótesis nula, observándose del mismo modo en el p-valor, el cual es superior al 10%.

En el gráfico 3.1 se puede apreciar también cómo los residuos presentan una distribución muy similar a la normal. Por tanto, se puede afirmar que este modelo presenta normalidad en sus residuos.

Gráfico 3.1. Distribución de las frecuencias de los residuos frente a la normal.



Fuente: elaboración propia.

No autocorrelación

Por último, queda analizar la no presencia de autocorrelación en este modelo, para concluir por finalizada la fase de chequeo. El modelo estimado con cuatro retardos en los residuos es el siguiente:

$$\hat{u}_t = 2,09270 - 0,171993 * \ln Y_t^* - 0,183964 * TCR_t + 0,167348 * \ln X_{t-1} - 0,282011 * \hat{u}_{t-1} - 0,136916 * \hat{u}_{t-2} - 0,179945 * \hat{u}_{t-3} + 0,0352466 * \hat{u}_{t-4} \quad (7)$$

Contrastando las siguientes hipótesis:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0 \\ H_a: \alpha_t \neq 0 \quad \forall t = 1, 2, 3, 4 \end{cases}$$

Tabla 3.6. Contraste de autocorrelación con 4 retardos.

T	R²	LM (T*R²)	P-valor
40	0,065516	2,62066	0,4625

Fuente: elaboración propia.

Como se obtiene (tabla 3.6) un p-valor del 46,25%, superior a 10%, se acepta la hipótesis nula para niveles de significatividad del 1%, 5% y 10%. Por tanto, se acepta que no existe autocorrelación con cuatro retardos de los residuos.

Para afirmar que no existe autocorrelación definitivamente, también tiene que cumplirse la no autocorrelación con un retardo de los residuos:

$$\hat{u}_t = 1,82888 - 0,133102 * \ln Y_t^* - 0,136933 * TCR_t + 0,116068 * \ln X_{t-1} - 0,213583 * \hat{u}_{t-1} \quad (8)$$

Contrastando las siguientes hipótesis:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = 0 \\ H_a: \alpha_1 \neq 0 \end{cases}$$

Tabla 3.7. Contraste de autocorrelación con 1 retardo.

T	R²	LM (T*R²)	P-valor
40	0,021668	0,866736	0,352

Fuente: elaboración propia.

Como en este caso el p-valor es del 35,2%, nuevamente superior al 10% de nivel de significatividad máximo que se toma, se acepta la hipótesis nula. Por tanto, se concluye que este modelo no presenta autocorrelación.

En definitiva, como se han cumplido las hipótesis básicas de los modelos del tipo serie temporal, como se resume en la tabla 3.8, se concluye que este modelo ha pasado la fase de chequeo y ya se pueden tomar conclusiones a partir de él, dado que la perturbación aleatoria sí se comporta como ruido blanco, y se han conseguido unos estimadores MCO insesgados y consistentes.

Tabla 3.8. Tabla resumen del chequeo del modelo dinámico.

Cambio estructural	Homoscedasticidad	Normalidad	No autocorrelación
El modelo no presenta cambio estructural en 2009:2.	El modelo es homoscedástico.	Los residuos siguen una distribución normal.	No hay problemas de autocorrelación.

Fuente: elaboración propia.

Una vez superada la fase de chequeo se van a realizar los contrastes de significatividad individual para cada uno de los parámetros que corresponden a las variables utilizadas y el contraste de significatividad conjunta de pendientes.

Contraste de significatividad individual de los parámetros

Para realizar este contraste, se parte del modelo dinámico (2). El contraste a utilizar es el siguiente:

$$t = \frac{\hat{\beta}_t - \lambda}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_t}}$$

y la hipótesis a contrastar es:

$$\begin{cases} H_0: \hat{\beta}_t = 0 \\ H_a: \hat{\beta}_t \neq 0 \end{cases} \quad \text{siendo } \lambda = 0$$

En la tabla 3.9 se resumen los resultados obtenidos. Los tres parámetros que corresponden a las tres variables utilizadas en el modelo dinámico (2) son significativas, es decir, ayudan a predecir el modelo.

Tabla 3.9. Resultados al contraste de significatividad individual de los parámetros.

	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$
Estadístico	3,049	3,099	2,973
P-valor	0,0043	0,0038	0,0052

Fuente: elaboración propia.

Contraste de significatividad conjunta de las pendientes

Para realizar este contraste se parte del modelo dinámico (2), y se calcula el estadístico F:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} * \frac{T - k}{r} \sim F_{\varepsilon(3,36)}$$

El contraste de hipótesis a realizar es:

$$\begin{cases} H_0: \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \\ H_a: \beta_t \neq 0 \quad \forall t = 2, 3, 4 \end{cases}$$

Previamente se necesita obtener el valor de R^2 , que se obtiene mediante el cociente entre la suma explicada y la suma total, cuyo resultado es 0,833723. Esto indica que las variables utilizadas son capaces de explicar el 83,37% de las exportaciones. El valor de F que se deduce es:

$$F = \frac{0,833723}{1-0,833723} * \frac{40-4}{3} = 60,16886 \quad (9)$$

El valor de $F_{(3,36)}$ es inferior al valor crítico de F obtenido para los tres niveles de significatividad considerados, por lo cual se rechaza la hipótesis nula, y se afirma que conjuntamente las pendientes son significativas.

Habiendo concluido que las variables utilizadas en el modelo dinámico son relevantes, se va a proceder a analizar los resultados obtenidos.

4. ANÁLISIS DE RESULTADOS

4.1. EFECTOS A CORTO Y LARGO PLAZO

Como el PIB y las exportaciones están medidas en términos logarítmicos (modelo log-log), el coeficiente que las relaciona mide la elasticidad, es decir, el porcentaje que

aumenta la variable dependiente ante aumentos de un 1% de la independiente. Concretamente, se habla de la elasticidad-renta de las exportaciones.

En cambio, como el tipo de cambio está expresado de forma lineal y las exportaciones de forma logarítmica (modelo log-lineal), el coeficiente que los relaciona es la semielasticidad, que multiplicada por 100 indicará el porcentaje en que aumentan las exportaciones ante aumentos en 1 unidad en el tipo de cambio real. Por similitud a otros trabajos, identificaremos el coeficiente estimado como elasticidad-precio de las exportaciones.

La tabla 4.1 recoge los resultados de la estimación, tanto a corto plazo como a largo plazo.

Tabla 4.1. Efectos del PIB ruso y el tipo de cambio a corto y largo plazo.

	Efecto a corto plazo	Efecto a largo plazo
PIB ruso	$\widehat{\Sigma_{Y^*}^X} = 1,25578$	$\frac{\widehat{\Sigma_{Y^*}^X}}{1-\delta} = \frac{1,25578}{1-0,386577} = 2,047$
Tipo de cambio	$\hat{\beta}_3 = 0,632803$	$\frac{\hat{\beta}_3}{1-\delta} = \frac{0,632803}{1-0,386577} = 1,032$

Fuente: elaboración propia.

De esta forma, este modelo arroja las siguientes conclusiones:

- A corto plazo, si el PIB ruso aumentase en un 1%, las exportaciones de carne de cerdo a Rusia aumentarían en un 1,26% (elasticidad-renta a corto plazo).
- A corto plazo, tras un cambio unitario en el tipo de cambio, las exportaciones de carne de cerdo a Rusia aumentarían en un 63,28% (elasticidad-precio a corto plazo).
- A largo plazo, si el PIB ruso aumentase en un 1%, las exportaciones de carne de cerdo a Rusia aumentarían en un 2,05% (elasticidad-renta a largo plazo).
- A largo plazo tras un cambio unitario en el tipo de cambio, las exportaciones de carne de cerdo a Rusia aumentarían en un 103,2% (elasticidad-precio a largo plazo).

A partir de estos resultados se podrá llevar a cabo una fase de predicción que nos facilitará las exportaciones que se habrían observado en los últimos años sin el efecto de los vetos, para posteriormente comparar ambos escenarios y conocer la pérdida que ha supuesto para España este hecho.

4.2. COMPARACIÓN CON OTRAS ESTIMACIONES

Diversos autores han realizado estudios sobre las exportaciones españolas a largo plazo, centrándose en unas exportaciones globales de bienes y/o servicios a todos los países del mundo. En la tabla 4.2 se muestran los resultados para la influencia de la renta y del tipo de cambio (elasticidad-renta y elasticidad-precio, respectivamente) obtenidos por ellos.

Tabla 4.2. Elasticidades a largo plazo de las exportaciones españolas obtenidos por diversos autores.

Flujo explicativo	Autor	Elasticidad renta	Elasticidad precio
Exportaciones totales (bienes y servicios)	Bonilla (1978)	1,75	0,91
	Mauleón (1986)	1,30	0,48
	Andrés <i>et al.</i> (1988)	1,86	1,01
	Fernández y Sebastián (1989)	1,86	1,21
	Alonso (1997)	2,33	0,80
	Doménech y Taguas (1997)	1,58	1,16
	Senhadji y Montenegro (1999)	2,86	0,18
	Bajo y Montero	0,82	0,25

	(1995)		
Exportaciones totales de bienes	Buisán y Gordo (1997)	1,80	1,60
Exportaciones de carne de cerdo a Rusia	Márquez (2015)	2,05	1,03

Fuente: elaboración propia a partir de los trabajos citados.

Tanto la elasticidad-renta como la elasticidad-precio obtenidas en este estudio son muy similares a las obtenidas por otros autores, encontrándose dentro de los límites marcados por Bajo y Montero (1995) y Senhadji y Montenegro (1999) para la elasticidad-renta (0,82 - 2,86) y Senhadji y Montenegro (1999) y Buisán y Gordo (1997) para la elasticidad-precio (0,18 - 1,60). Hay que remarcar que los resultados obtenidos en este estudio no son estrictamente comparables con los de los demás trabajos, al referirse a un país y un producto muy concreto, pero no se han encontrado estudios más especializados en el tema objeto de estudio. De todas maneras, dado que los productos cárnicos no tienen particularidades específicas que los diferencien del resto de bienes exportados, parece razonable que las elasticidades obtenidas entren en los rangos habituales.

4.3. IMPACTO DEL VETO DE 2009

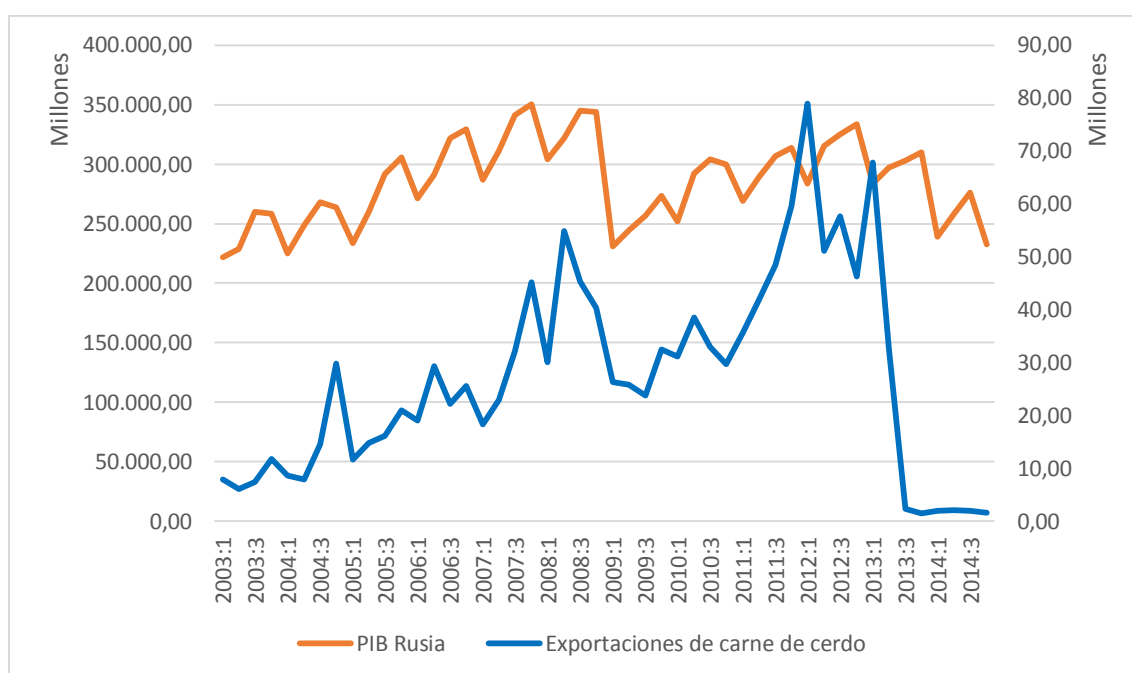
El gráfico 2.8 señalaba un importante desplome de las ventas de porcino a Rusia en el año 2009, coincidiendo con el primero de los vetos estudiados. Ahora bien, el análisis econométrico indica claramente que no hubo cambios estructurales en ese momento. Es decir, la caída en las ventas no estaría explicada por la irrupción del veto ruso. De hecho, este veto solamente duró un mes, aspecto que también hace que su efecto no se haya dejado notar en las exportaciones anuales. Por tanto, se hace necesaria una explicación alternativa.

A la vista de los gráficos 4.1 y 4.2, se observa cómo la caída en las exportaciones producida en 2009 vino acompañada a su vez de una caída del PIB ruso y del tipo de cambio, producida en gran medida por la actual crisis financiera. El PIB ruso cayó en el

segundo trimestre de 2009 un 24,02% en comparación a su valor de exactamente un año antes, mientras que las exportaciones cayeron hasta un 53,09%, comparado respecto al mismo periodo. Por su parte, el tipo de cambio real sufrió una disminución del 4,03%, de modo que el euro sufrió una apreciación de su valor, mostrándose los productos españoles como menos competitivos. Esta fuerte bajada del producto interior bruto ruso, acompañado también de la bajada en el tipo de cambio, fueron importantes desencadenantes de la caída en las exportaciones.

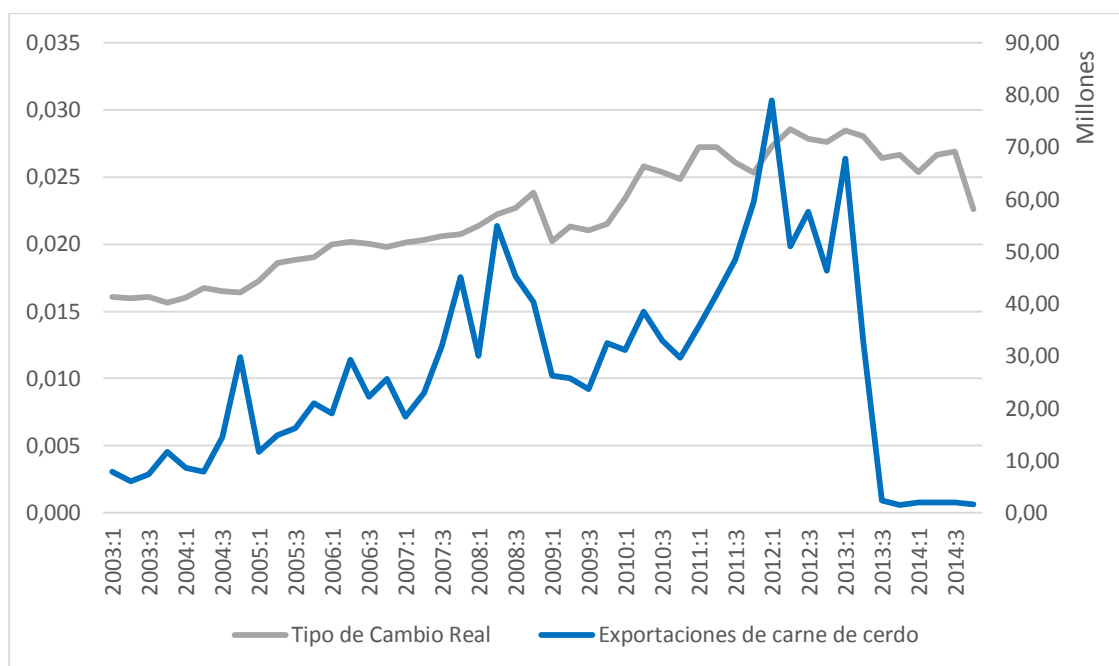
Por tanto, se puede concluir que el veto de 2009 no tuvo un efecto significativo, sino que la bajada en las exportaciones a Rusia estaba motivada por la reducción del PIB ruso y del tipo de cambio.

Gráfico 4.1. PIB ruso (izquierda) frente a exportaciones de cerdo (derecha).



Fuente: elaboración propia.

Gráfico 4.2. Tipo de cambio real EUR/RUB (izquierda) frente a exportaciones de cerdo (derecha)

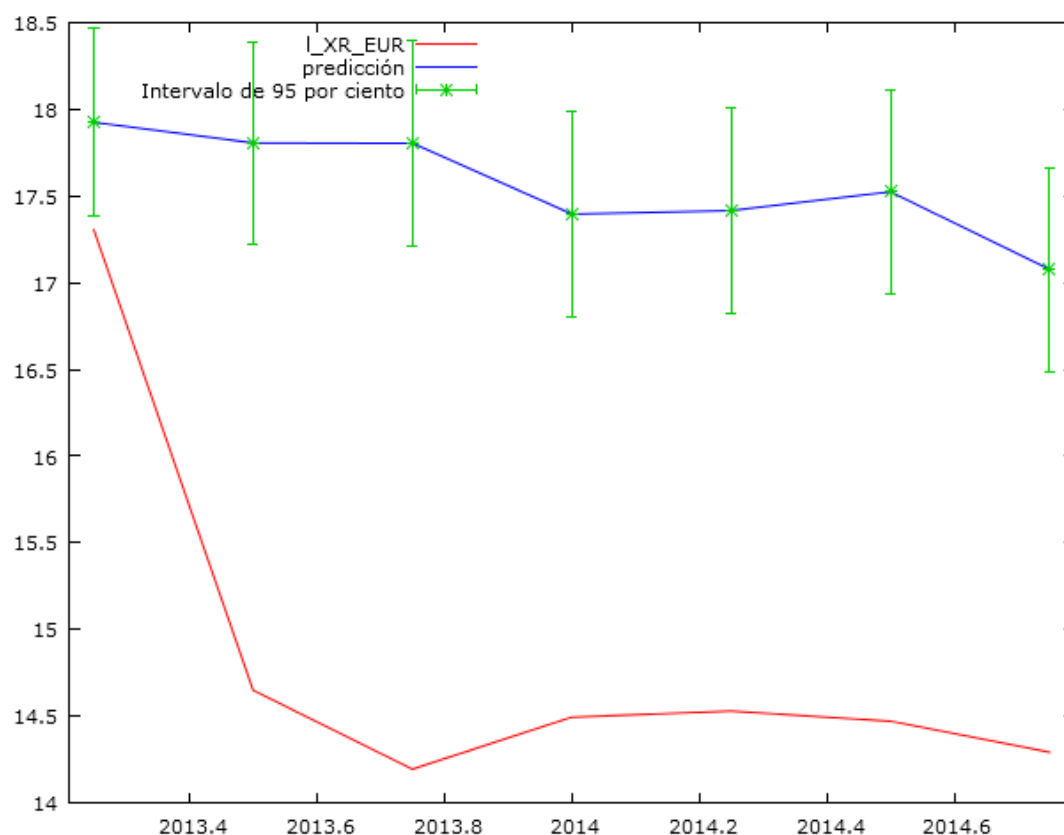


Fuente: elaboración propia.

4.4. IMPACTO DEL VETO DE 2013

El veto del año 2013 sí ha tenido un fuerte impacto, como se observa en el gráfico 4.3, gráfico que muestra también como el veto del 2014 no ha tenido un impacto significativo adicional debido a que las restricciones impuestas por el veto de 2013 no se han levantado todavía.

Gráfico 4.3. Predicción de las exportaciones de carne de cerdo frente a las exportaciones reales de cerdo.



Fuente: elaboración propia.

En caso de no haber habido veto, las exportaciones deberían haberse movido entre los intervalos marcados en verde. Sin embargo, se observa como las exportaciones están muy por debajo de ese intervalo para todos los periodos considerados a partir del segundo de los vetos (2013:2 – 2014:4).

Esto significa que el modelo no es capaz de predecir las exportaciones reales a Rusia durante el periodo del veto con los datos existentes de PIB y tipo de cambio, debiéndose a la existencia de un veto que no está contemplado en estas dos variables y que hace reducir drásticamente las exportaciones. De este modo y tal como indica la tabla 4.3, las estimaciones detectan un porcentaje de error del 18,719% respecto a la realidad (hay que tener en cuenta que los datos se manejan en logaritmos).

Tabla 4.3. Estadísticos de evaluación de la predicción.

Error absoluto medio	2,7162
Error cuadrático medio	8,1739
Raíz del error cuadrático medio	2,859
Porcentaje de error absoluto medio	18,719%

Fuente: elaboración propia.

En la tabla 4.4, se cuantifican las predicciones de las exportaciones en euros a partir del modelo dinámico estimado con anterioridad y el valor observado para el periodo vetado:

Tabla 4.4. Exportaciones estimadas, reales y diferencia en millones de euros.

Periodo	Exportaciones estimadas	Exportaciones reales	Diferencia
2013:2	60,95	32,81	-28,14
2013:3	54,12	2,30	-51,82
2013:4	54,02	1,46	-52,56
2014:1	35,91	1,97	-33,94
2014:2	36,62	2,04	-34,58
2014:3	40,81	1,93	-38,88
2014:4	26,10	1,61	-24,49

Fuente: elaboración propia.

La diferencia entre las exportaciones que se hubiesen realizado a Rusia en caso de no haber habido veto y las realmente realizadas es muy significativa, llegando a dejarse de ganar durante los periodos del segundo y tercer veto un total acumulado de 264,41 millones de euros (132,52 millones de euros en 2013 y 131,89 en 2014).

Esta cantidad dejada de percibir por parte de España se compara respecto a las exportaciones totales de carne de cerdo en la tabla 4.5 de forma trimestral, observándose porcentajes en torno al 4%. En concreto, la pérdida de ventas de porcino ascendió a un 5,35% del total en 2013 y a un 3,78% en 2014.

Tabla 4.5. Porcentaje del dinero dejado de percibir por el veto respecto a las exportaciones totales de carne de cerdo.

Periodo	Porcentaje respecto a las exportaciones totales de carne de cerdo
2013:2	3,84%
2013:3	6,20%
2013:4	6,00%
2014:1	4,16%
2014:2	4,01%
2014:3	4,29%
2014:4	2,68%

Fuente: elaboración propia a partir de datos de DATACOMEX.

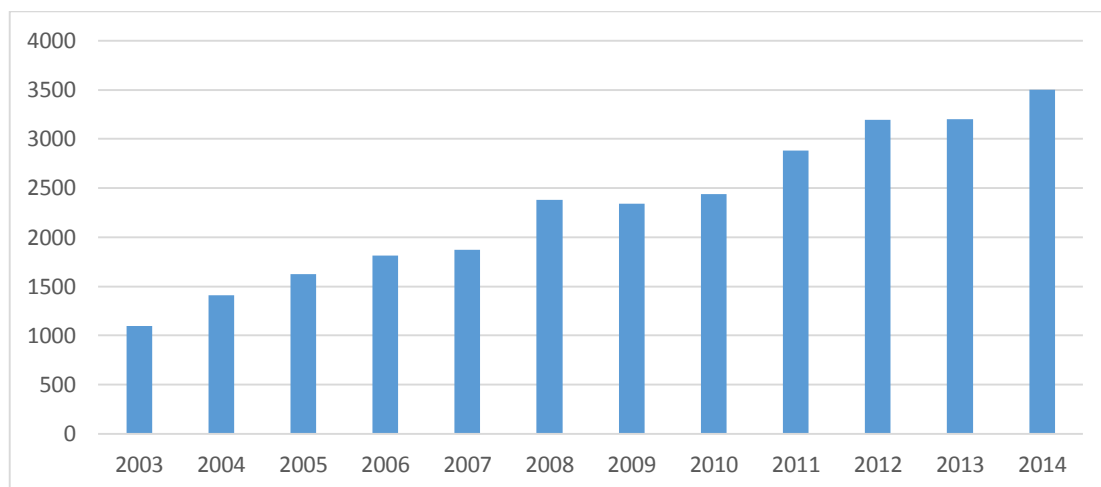
Las cifras anteriores también revelan que, conforme avanzan los trimestres, España está siendo capaz de incrementar sus exportaciones al resto del mundo a pesar del veto ruso, lo que es indicativo de que ha buscado nuevos mercados donde situar sus productos porcinos. Es lo que analizamos en el siguiente apartado.

4.5. SUSTITUCIÓN POR OTROS MERCADOS

El gráfico 4.4 recoge la evolución de las exportaciones españolas totales de carne de cerdo, independientemente de su destino (hasta ahora habíamos considerado solo el mercado ruso). A la vista del gráfico, se observa que la brusca caída de las exportaciones producida en Rusia no ha generado una bajada en las exportaciones de carne de cerdo total a todo el mundo.

En 2013, las exportaciones de carne de cerdo tuvieron un aumento respecto al 2012 del 0,36%, valor bastante inferior a los obtenidos durante los años inmediatamente anteriores, que rondaban el 10%. Este efecto se debe en su mayor medida al veto ruso a la carne de cerdo, que hizo disminuir su valor en 132,43 millones de euros en comparación con el año anterior. No obstante, España supo recuperarse para el año 2014, pudiendo observarse como las exportaciones crecieron un 7,53% respecto al 2013.

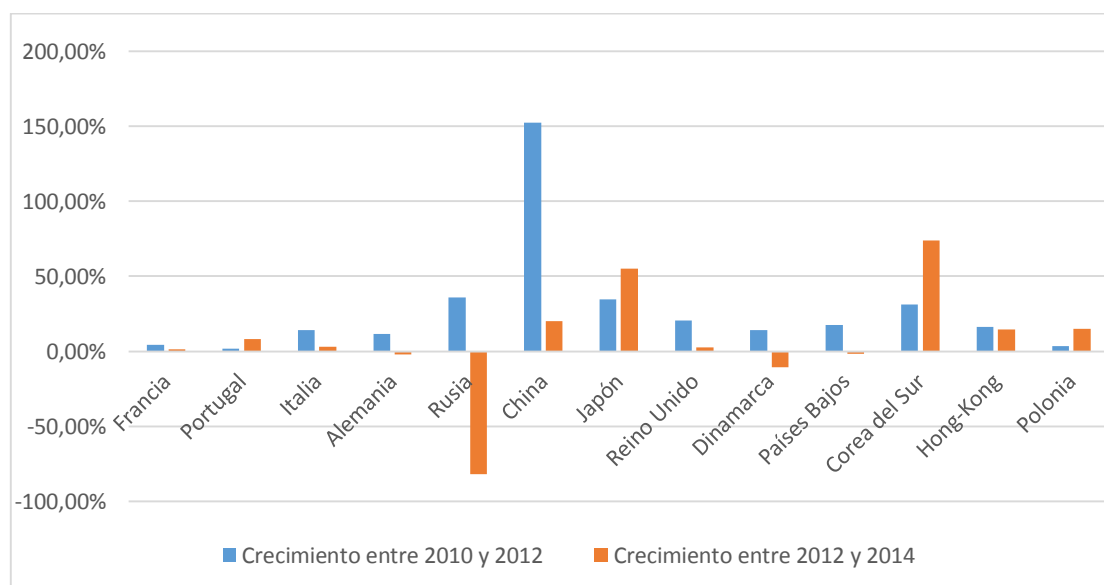
Gráfico 4.4. Exportaciones españolas de carne de cerdo a todo el mundo en millones de euros.



Fuente: elaboración propia a partir de datos del ICEX.

Esto se debe a que, a pesar de no poder exportar la carne de cerdo a Rusia, España ha buscado introducirse con mayor intensidad en otros mercados. Para detectar estos nuevos destinos de la carne de porcino, el gráfico 4.5 muestra los países que importan los mayores volúmenes de carne de cerdo española y cómo ha crecido ese volumen de forma bianual entre 2010-2012 (antes del segundo veto) y 2012-2014 (después de dicho veto).

Gráfico 4.5. Crecimiento bianual de las exportaciones de carne de cerdo para los principales países importadores.

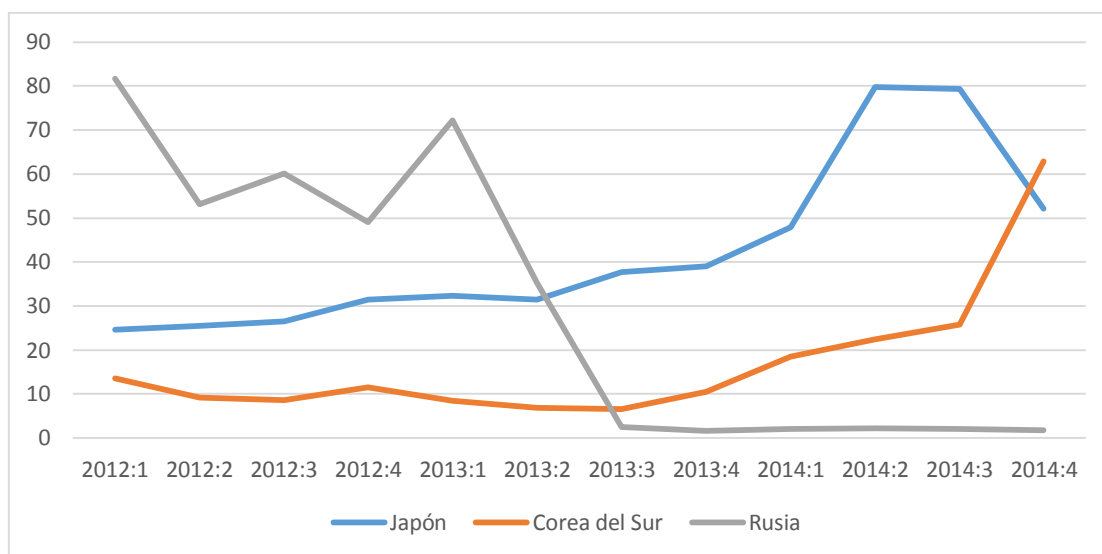


Fuente: elaboración propia a partir de datos del ICEX.

Se observa en primer lugar, la gran caída que han presentado las exportaciones de Rusia para el periodo de 2012-2014, pero también se observa el gran aumento que han tenido las exportaciones a países como Japón y Corea del Sur, cuyos crecimientos bianuales han sido del 54,88% y del 73,66%, respectivamente, para este periodo.

Analizando estos dos países con mayor detenimiento, podemos observar en el gráfico 4.6 cómo las exportaciones a Japón comenzaron a aumentar a partir del segundo trimestre de 2013, fecha que coincide con el comienzo del veto ruso. Ese valor se incrementa con gran intensidad para Japón en el primer trimestre de 2014, estancándose en un incremento similar durante el segundo y tercer trimestre, para posteriormente comenzar a descender. Pero este descenso se ve apaciguado con el gran aumento que presentan las exportaciones a Corea del Sur durante el tercer trimestre de 2014 hasta finales de ese año, aunque cabe decir que las exportaciones a Corea del Sur ya habían comenzado a crecer, con menor intensidad, desde el último trimestre de 2013.

Gráfico 4.6. Exportaciones de carne de cerdo trimestrales a Japón, Corea del Sur y Rusia, en millones de euros.



Fuente: elaboración propia a partir de datos de DATACOMEX.

En la tabla 4.6 se observa el valor en millones de euros de las exportaciones de carne de cerdo para Japón y Corea del Sur durante los años 2012, 2013 y 2014, así como la diferencia entre 2012 y 2014. El aumento de 2013 a 2014 es muy importante en los dos países, lo que indica que España ha sabido encontrar nuevos mercados donde vender

productos cárnicos y amortiguar de esta forma las duras repercusiones del veto ruso. De esta forma, gracias a estos dos mercados ha conseguido incrementar sus exportaciones en 237,71 millones de euros, valor que, junto con los incrementos en otros países (los cuales no son tan elevados debido a que la mayor parte de esos incrementos son debidos al crecimiento normal de las exportaciones) han podido superar el valor deficitario acumulado por el veto de 264,41 millones de euros.

Tabla 4.6. Volumen de exportaciones de carne de cerdo en millones de euros a Japón y Corea del Sur.

País	2012	2013	2014	Diferencia 2012-2014
Japón	107,96	140,50	259,03	151,07
Corea del Sur	42,95	32,43	129,59	86,64

Fuente: elaboración propia a partir de datos de DATACOMEX.

5. CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo ha sido analizar el impacto que han tenido los distintos vetos rusos a la importación de carne de cerdo española y cuantificar el importe dejado de ingresar por parte de la economía española como consecuencia de dichos vetos. Para ello, se ha estimado un modelo econométrico dinámico por MCO que relaciona las exportaciones con tres variables explicativas: el PIB ruso, el tipo de cambio y el retardo de las exportaciones durante un periodo. Se ha tenido en cuenta una muestra de 41 observaciones, las correspondientes a los trimestres que albergan el periodo desde 2003:1 hasta 2013:1, cortando la muestra en este momento porque el veto de 2013 llevó las exportaciones españolas a Rusia prácticamente a cero.

A partir de este modelo se han obtenido dos elasticidades, la elasticidad-renta y la elasticidad-precio, cuyos valores son de 1,26 y 0,63, respectivamente, para el corto plazo, y de 2,05 y 1,03 para el largo plazo. Son elasticidades muy similares a las obtenidas por otros autores que han estimado funciones de exportación españolas. A partir de esta estimación hemos analizado el impacto de los diversos vetos.

El veto ruso iniciado el 2 de mayo de 2009 no tuvo un efecto significativo, ya que encontramos que, aunque se registró un recorte de las exportaciones, este se explica por la bajada del PIB y del tipo de cambio registrados para dicho periodo.

Sin embargo, el veto ruso que comenzó el 18 de abril de 2013 tuvo un impacto muy significativo, que se materializa en que la economía española ha dejado de ingresar 264,41 millones de euros por parte de la Federación Rusa durante los años 2013 y 2014, alrededor del 4% del valor total de las exportaciones de porcino de nuestro país. Como este veto sigue vigente en la actualidad, el tercer veto del 7 de agosto de 2014 no tiene efectos adicionales porque no cambia las restricciones a la importación de carne de cerdo.

Estos efectos negativos se han visto amortiguados debido al fuerte esfuerzo por parte de España por aumentar su presencia en otros mercados, como Japón y Corea del Sur, que han presentado para este mismo periodo una importante fuente de recursos económicos. Los crecimientos en las ventas a estos países han sido del 54,88% y del 73,66% para el periodo 2012-2014, respectivamente, lo que equivale a 237,71 millones de euros, que junto con el resto de incrementos en las exportaciones por parte de otros países, han conseguido que las exportaciones españolas de carne de cerdo acaben situándose a finales de 2014 un 9,56% por encima de la cifra de 2012.

BIBLIOGRAFÍA

Alonso, J.A. (1997): “Funciones de comercio: Una nueva estimación”, *Información Comercial Española*, 765, 55-69.

Andrés, J., Dolado, J., Molinas, C., Sebastián, M. y Zabalza, A. (1988): “The Influence of Demand and Capital Constraints of Spanish Unemployment”, Dirección General de Planificación, SGPE-D-88001; en DRÈZE, J. y BEAN, C. (1990): *Europe's Unemployment Problem*, The MIT Press, Cambridge, 366-408.

Bajo, O. y Montero, M. (1995): “Un modelo econométrico ampliado para el comercio exterior español, 1977-1992”, *Moneda y Crédito*, 201, 153-182.

Blanchard, O., Amighini, A., Giavazzi, F. (2012): *Macroeconomía*. Pearson. Madrid.

Bonilla, J.M. (1978): “Funciones de importación y exportación para la economía española”, *Estudios Económicos*, 14, Banco de España, Madrid.

Buísan, A. y Gordo, E. (1997): “El sector exterior en España”, *Estudios Económicos*, 60, Banco de España, Madrid.

Chow, G.C. (1969): “Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions”. *Econometric*, 28:3, 591-605.

DATAKOMEX, Estadísticas del comercio exterior.

Doménech, R. y Taguas, D. (1997): “Exportaciones de bienes y servicios en la economía española”, *Moneda y Crédito*, 205, 13-44.

Engle, R.F. (1982): “Autorregresive conditional heterocedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation”. *Econometrica*, 50:4, 987-1008.

Fernández, I. y Sebastián, M. (1989): “El sector exterior y la incorporación de España en la CEE: Análisis a partir de funciones de exportaciones e importaciones”, *Moneda y Crédito*, 189, 31-73.

Freedman, L. (2014): “Ukraine and the Art of Crisis Management”. *Survival: Global Politics and Strategy*. 56:3, 7-42.

Godfrey, L.G. (1988): “Misspecification tests in econometrics: The Lagrange multiplier principle and other approaches”. *Cambridge University Press*. Cambridge.

ICEX, España Exportación e Inversiones.

Jarque, C.M., Bera, A.K. (1987): “A test for normality of observations and regression residuals”, *International Statistics Review*, 55:2, 163-177.

Mauleón, I. (1986): “Una función de exportación para la economía española”, *Investigaciones Económicas*, 10, 357-378.

OECD, Organisation for Economic Co-operation and Development.

Senhadji, A. y Montenegro, C. (1999): “Time-Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross Country Analysis”, *IMF staff papers*, 46(3).

Villanueva-R, C. (2014): “Ucrania, en la encrucijada entre Occidente y Rusia: un acercamiento del soft al Smart power”. *Análisis Plural*. Primer semestre de 2014, 260-280. Tlaquepaque, Jalisco.