



Universidad
Zaragoza

Trabajo Fin de Grado

El mercado del aceite de oliva: estimación de la demanda en España, Aragón y Cataluña (2000-2014)

The olive oil market: an estimation of the demand for Spain, Aragon and Catalonia
(2000-2014)

Autora

Amalia Colomer De la Torre

Directores

Elena Calvo Calzada
Javier Tapia Barcones

Facultad de Economía y Empresa. Universidad de Zaragoza

2016

Autora del trabajo: Amalia Colomer De la Torre

Título del trabajo: El mercado del aceite de oliva: estimación de la demanda en España, Aragón y Cataluña (2000-2014).

Titulación: Grado en Administración y Dirección de Empresas

Directores del trabajo: Elena Calvo Calzada, Javier Tapia Barcones

RESUMEN

El aceite de oliva es un producto de reconocida importancia en nuestro país, tanto desde la perspectiva del consumo interno como de las exportaciones. Son pocos los estudios que abordan el tema de establecer y cuantificar los factores que influyen en la demanda de este bien. En este trabajo nos proponemos establecer esos factores y estimar una función de demanda interna que determine el consumo del aceite de oliva. Según la teoría económica conocer la función de demanda facilita evaluar la conducta de los consumidores y su reacción ante cambios en el precio del bien, en alguna medida macroeconómica que represente la riqueza y en el precio de otros bienes relacionados y en el tamaño del mercado.

El plan de trabajo ha sido establecer un primer modelo general que incluyera como variables explicativas todos los posibles factores que pudieran influir en su demanda y, mediante un proceso de análisis econométrico, depurarlo, eliminando las variables que resultan no significativas. Finalmente, una vez obtenido el modelo, se ha utilizado el mismo para simular posibles implicaciones de política económica.

Otro aspecto tratado en el trabajo ha sido comparar la función de demanda nacional estimada con las funciones de demanda a nivel de comunidad autónoma con dos comunidades autónomas vecinas, Aragón y Cataluña; y establecer semejanzas y diferencias entre ellas.

Palabras clave: aceite de oliva, demanda, modelo econométrico, elasticidad, bienes sustitutivos.

ABSTRACT

Olive oil is a very important product for our country both because of its importance for the domestic consumption and for the exportations. There are few studies that address the issue of setting and quantifying the factors that affect the demand of this good. Along this work we intend to reckon these factors and estimate a demand function for the consumption of olive oil. According to the economic theory, by knowing the demand function, it is easier to assess the behaviour of the customers and their reactions towards changes in the price of the good, in some macroeconomic measure that represents wealth and in the price of other related goods and in the market size.

The work plan consists of an overall model that includes every possible factor that could affect the demand as an explanatory variable, and, through an econometric analysis, correct the mistake by removing all the variables that did not turn out significant. Eventually, once the model is obtained, it has been tested to simulate economic policy implications.

Last, the estimated domestic demand function has been compared to two regional demand functions (Aragon and Catalonia) so similarities and discrepancies among them can be analysed.

Keywords: olive oil, demand, econometric model, elasticity, substitutes goods.

ÍNDICE DEL TRABAJO

1	INTRODUCCIÓN.....	1
2	CONTEXTUALIZACIÓN.....	4
2.1	ACEITE DE OLIVA Y SU CONSUMO.....	5
2.2	CARACTERÍSTICAS ZONAS DE ESTUDIO: ESPAÑA, ARAGÓN Y CATALUÑA.....	8
2.2.1	España.....	9
2.2.2	Aragón y Cataluña.....	9
3	MARCO TEÓRICO.....	11
3.1	OBJETIVOS, HIPÓTESIS Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS.....	11
3.2	MERCADO Y DEMANDA.....	13
3.2.1	Mercado.....	13
3.2.2	Demanda, ley y demanda de mercado.....	14
3.3	ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE.....	15
3.3.1	Modelo lineal general e hipótesis del modelo.....	15
3.3.2	Estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de los coeficientes de regresión parcial.....	16
4	ESPECIFICACIÓN DEL MODELO ECONOMÉTRICO.....	18
4.1	DEMANDA ACEITE DE OLIVA EN ESPAÑA: FORMA FUNCIONAL DEL MODELO.....	19
4.1.1	Aragón.....	36
4.1.2	Cataluña.....	46
5	RESULTADOS E INTERPRETACIÓN.....	57
5.1	Resultados de los modelos analizados.....	57
5.2	Comparación entre los modelos.....	60
6	CONCLUSIONES.....	63
7	BIBLIOGRAFÍA.....	65
8	ANEXO I.....	69
9	ANEXO II.....	73
10	ANEXO III.....	78

ÍNDICE DE FIGURAS Y TABLAS

Figura 1.1: Regiones productoras de aceituna para aceite de oliva en España	2
Tabla 1.2: Producción de aceite por Comunidades Autónomas	3
Figura 2.1: Distribución aceite de oliva para consumo doméstico.....	7
Figura 2.2: Consumo per cápita litros/año en función del estilo de vida	7
Figura 2.3: Evolución de la demanda en España (miles € y millones kg).....	8
Tabla 2.4: Salario medio en España (€ corrientes).....	9
Figura 2.5: Evolución de la demanda en Aragón (miles € y millones kg)	10
Figura 2.6: Evolución de la demanda en Cataluña (miles € y millones kg)	10
Tabla 2.7: Principales datos económicos para las CCAA de Aragón y Cataluña	11
Figura 4.1: Matriz de correlación de los potenciales regresores en España	21
Figura 4.2: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 1 (Anexo I)	22
Figura 4.3: Relación de correlaciones entre las variables exógenas.....	22
Figura 4.4: Modelo 2 MCO en el MLG, España. Gretl.....	23
Figura 4.5: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 2.....	23
Figura 4.6: Contraste de restricciones lineales sobre Modelo 2	24
Figura 4.7: Modelo 3 MCO en el MLG, España. Gretl.....	24
Figura 4.8: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 3.....	25
Figura 4.9: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	25
Figura 4.10: Modelo 4 MCO en el MLG, España. Gretl.....	26
Figura 4.11: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 4.....	27
Figura 4.12: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	27
Figura 4.13: Modelo 5 MCO en el MLG, España. Gretl.....	28
Figura 4.14: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 5.....	28
Figura 4.15: Contraste de White en el Modelo 5.....	29
Figura 4.16: Contraste de Breusch-Godfrey en el Modelo 5.....	29
Figura 4.17: Contraste sobre la distribución de los residuos en el Modelo 5.....	29
Figura 4.18: Gráfico de Gretl sobre la distribución de los residuos	30
Figura 4.19: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	30

Figura 4.20: Modelo 6 MCO en el MLG, España. Gretl.....	32
Figura 4.21: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 6.....	32
Figura 4.22: Contraste de White en el Modelo 6.....	32
Figura 4.23: Contraste de Breusch-Godfrey en el Modelo 6.....	33
Figura 4.24: Contraste sobre la distribución de los residuos en el Modelo 6.....	33
Figura 4.25: Gráfico de Gretl sobre la distribución de los residuos.....	33
Figura 4.26: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	34
Figura 4.27: Gráfico Q-Q (P-P) de Gretl en el Modelo 6.....	35
Figura 4.28: Contraste de Chow sobre la ruptura estructural en el Modelo 6.....	35
Figura 4.29: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 1 (Anexo II).....	37
Figura 4.30: Matriz de correlación de los potenciales regresores en Aragón.....	38
Figura 4.31: Modelo 2 MCO en el MLG, Aragón. Gretl	39
Figura 4.32: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 2.....	39
Figura 4.33: Contraste de restricciones lineales sobre el Modelo2	40
Figura 4.34: Modelo 3 MCO en el MLG, Aragón. Gretl	40
Figura 4.35: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 3.....	40
Figura 4.36: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	41
Figura 4.37: Modelo 4 MCO en el MLG, Aragón. Gretl	41
Figura 4.38: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 4.....	42
Figura 4.39: Contraste de White en el Modelo 4.....	42
Figura 4.40: Modelo 6 MCO en el MLG, Aragón. Gretl	43
Figura 4.41: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 6.....	43
Figura 4.42: Contraste de White en el Modelo 6.....	43
Figura 4.43: Contraste de Breusch-Godfrey en el Modelo 6.....	44
Figura 4.44: Contraste sobre la distribución de los residuos en el Modelo 6.....	44
Figura 4.45: Gráfico de Gretl sobre la distribución de los residuos	44
Figura 4.46: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	45
Figura 4.47: Gráfico Q-Q (P-P) de Gretl en el Modelo 6.....	45
Figura 4.48: Contraste de Chow sobre la ruptura estructural en el Modelo 6.....	46

Figura 4.49: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 1 (Anexo III)	47
Figura 4.50: Matriz de correlación de los potenciales regresores en Cataluña	47
Figura 4.51: Modelo 2 MCO en MLG en Gretl, Cataluña	48
Figura 4.52: Contraste de restricciones lineales sobre Modelo 2	48
Figura 4.53: Modelo 3 MCO en MLG en Gretl, Cataluña	48
Figura 4.54: Contraste de forma funcional de RESET en la Modelo 3	49
Figura 4.55: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	49
Figura 4.56: Modelo 4 MCO en MLG en Gretl, Cataluña	50
Figura 4.57: Contraste de forma funcional de RESET en la Modelo 4	50
Figura 4.58: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	51
Figura 4.59: Modelo 7 MCO en MLG en Gretl, Cataluña	51
Figura 4.60: Contraste de forma funcional de RESET en la Modelo 7	52
Figura 4.61: Modelo 8 MCO en MLG en Gretl, Cataluña	52
Figura 4.62: Contraste de forma funcional de RESET en la Modelo 8	52
Figura 4.63: Contraste de White en el Modelo 8	52
Figura 4.64: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	53
Figura 4.65: Modelo 9 MCO en MLG en Gretl, Cataluña	54
Figura 4.66: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 9	54
Figura 4.67: Contraste de White en el Modelo 9	54
Figura 4.68: Contraste de Breusch-Godfrey en el Modelo 9	54
Figura 4.69: Contraste sobre la distribución de los residuos en el Modelo 9	55
Figura 4.70: Gráfico de Gretl sobre la distribución de los residuos	55
Figura 4.71: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena	55
Figura 4.72: Contraste de Chow sobre la ruptura estructural en el Modelo 6	56
Figura 4.73: Gráfico Q-Q (P-P) de Gretl en el Modelo 9	56
Tabla 5.1: Variación en la Demanda cuando sus parámetros permutan	61
Figura 5.2: Producción de aceite de oliva por campañas (Tm)	62
Figura 5.3: Precio del aceite de oliva según la zona (€)	62

1 INTRODUCCIÓN

La importancia del sector olivarero en la economía de España es indiscutible y por ello resulta de interés comprender el comportamiento del mismo. Entre otros aspectos se requiere conocer la respuesta de los consumidores ante cambios en magnitudes relacionadas con la riqueza (como PIB, o gasto de las familias dedicado en consumo, renta bruta o neta,...), cambios en el precio del bien, cambios en el precio de bienes sustitutivos o complementarios, gustos o preferencias de los consumidores y población entre otras. En este trabajo se pretende analizar el comportamiento de los consumidores y la importancia económica que tiene el bien en las Comunidades Autónomas de Aragón y Cataluña y a nivel Nacional. Posteriormente, obtener una panorámica sobre el mercado de exportación del aceite y proporcionar elementos para el diseño de planes y programas que hagan factible su incremento en el futuro. De esta manera podremos ayudar a que los productores y empresarios tomen mejores decisiones en cuanto a las condiciones de comercialización y a que los procesos productivos sean más eficientes. Por último, se propone analizar el efecto que puede tener en la cesta de consumo el cambio en el precio del aceite de oliva.

La demanda de productos agroalimentarios se ha estudiado ampliamente en la literatura económica. En la bibliografía se pueden encontrar numerosos modelos econométricos donde se estiman los determinantes de las funciones de demanda mediante diferentes propuestas de modelos econométricos. Así en (Sya'ad, 1996) se realiza un análisis econométrico del consumo de aceite de palma en Indonesia en función del área sembrada, producción y consumo doméstico del producto. Su objetivo era la especificación de un modelo estructural para toda la industria, concluyendo en la rápida expansión que había experimentado su demanda en la década de 1960 reemplazando al aceite de coco en Indonesia. Otros trabajos estudian el mismo producto en otros países, como es el caso de Walter y Manami (2006) en Colombia. En Mili et al. (1998) llevan a cabo un análisis cualitativo de las preferencias y gustos del consumidor en España sobre productos cárnicos. En Gil et al. (2001) se estudia el caso de la demanda de productos cárnicos y pescados en Túnez a través de un enfoque dinámico. En Randi Francisco (2007) se lleva a cabo un modelo econométrico para estudiar el mercado del limón en México, y en Hernández Rosas (2010) se realiza un enfoque del sector exportador para

el aguacate. En todos ellos, se analiza la demanda y oferta agregada. Las variables explicativas tomadas en consideración han sido muy semejantes a las escogidas en este análisis. Son variables del tipo cantidades demandadas y precio para el producto en estudio, y bienes sustitutivos o complementarios, medidas de la renta disponible y variables retardadas de las variables endógenas.

El precio del producto está condicionado por la idea “menor oferta, mayor precio” y el estudio del precio cobra especial relevancia en España dado que se trata de uno de los mayores productores y distribuidores mundiales de este producto. Cabe citar que en España es posible encontrar 260 variedades diversas de la aceituna, de las que las variedades más conocidas son las Picual, Arbequina, Hojiblanca y Cornicabra. En la tabla 1.2 se recoge la producción de aceite en las diferentes comunidades de España y el porcentaje que representan y en la figura 1.1 se muestran los datos clasificados en niveles de producción. Se puede apreciar la clara diferencia en volumen de producción entre la zona norte, centro y sur del país. Destacar que Aragón, una de las comunidades estudiadas, se sitúa en la zona de menos de 100.000 Tn y Cataluña con menos de 10.000 Tm de producción.

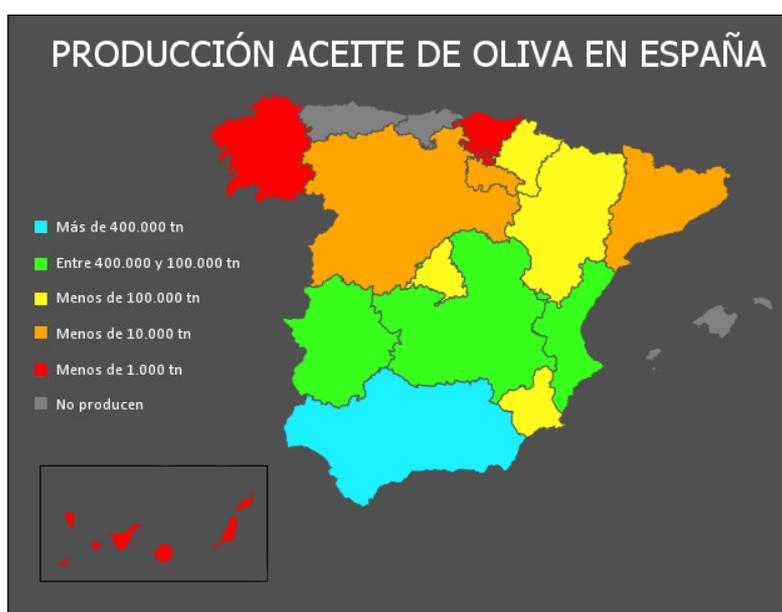


Figura 1.1: Regiones productoras de aceituna para aceite de oliva en España. Fuente: MAGRAMA, 2012. Elaboración propia. Recurso: pixelmap.amcharts.com/

El Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente (en adelante, MAGRAMA) es el organismo competente en el ámbito de la Administración General

del Estado para la propuesta y ejecución, entre otros, de la política del Gobierno en materia de desarrollo rural, recursos agrícolas, ganaderos y pesqueros y alimentación. Se regula por el Real Decreto 401/2012, de 17 de febrero, en el que se desarrolla la estructura orgánica básica del Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente. El mercado del aceite está regulado por diferentes normativas. La normativa vigente corresponde al Reglamento de Ejecución (UE) 2015/1833 de la Comisión Europea de 12 de octubre de 2015 que modifica el Reglamento (CEE) N° 2568/91 relativo a las características de los aceites de oliva y de los aceites de orujo de oliva y sobre sus métodos de análisis. En España, la normativa corresponde al Reglamento Delegado (UE) 2015/1830 de la Comisión, de 8 de julio de 2015, por el que se modifica el Reglamento (CEE) n° 2568/91 relativo a las características de los aceites de oliva y de los aceites de orujo de oliva y sobre sus métodos de análisis. En dichas normativas se disponen las denominaciones y los distintos aceites de oliva y de orujo, así como los que se pueden comercializar al por menor, que son el objeto de nuestro estudio.

Tabla 1.2: Producción de aceite por Comunidades Autónomas.

CC.AA	PRODUCCIÓN (Tm)	PORCENTAJE
Andalucía	2.514.243	76,9%
Aragón	29.651	0,9%
Canarias	194	0,0%
Castilla La-Mancha	372.766	11,4%
Castilla y León	2.233	0,1%
Cataluña	2.209	0,1%
Comunidad Valenciana	117.977	3,6%
Extremadura	137.507	4,2%
Galicia	546	0,0%
La Rioja	8.218	0,3%
Madrid	28.674	0,9%
Murcia	38.288	1,2%
Navarra	16.524	0,5%
País Vasco	442	0,0%
ESPAÑA	3.269.472	1

Fuente: Análisis provincial del destino de la producción total. MAGRAMA, 2012. Elaboración propia.

Según MAGRAMA entre 2007 y 2012 la producción del sector del aceite de oliva se sitúa, en promedio, aproximadamente en 1.886 millones de euros. España ocupa el primer puesto en superficie de producción llegando a representar el 60% de la producción europea y el 45% de la mundial. En cuanto a la distribución mundial, el

aceite de oliva es el cuarto producto más exportado, y supone un 60% del comercio total de aceite de oliva en España, del cual, cerca de un 75% va dirigido a la UE.

Entre las preferencias o gustos del consumidor para optar o no por el consumo de aceite de oliva cabe señalar las relacionadas con las propiedades para la salud.¹ El aceite de oliva se valora tanto por las múltiples propiedades saludables que tiene, como por los beneficios que otorga en una dieta: es muy rico en ácido oleico² y un antioxidante natural. Además, ejerce grandes efectos sobre los distintos sistemas de nuestro cuerpo, como es en el digestivo, circulatorio, etc.... En el trabajo de Menéndez et al., (2005) se concluye que la ingesta de ácido oleico reduce considerablemente uno de los oncógenos asociados a los tumores más agresivo, ya que este ácido “refuerza las membranas de las células” y “contribuye a la regulación de los genes”. En Colomer (2005) se indica que “el aceite de oliva puede aumentar los efectos de la quimioterapia”. Otro estudio revela que la dieta mediterránea complementada con aceite de oliva puede ayudar a luchar contra la enfermedad del Alzheimer y otras demencias al retrasar el deterioro cognitivo en ancianos (National Institute On Aging, 2015). Estos estudios y otros muchos como Valerio (2015) demuestran que el aceite de oliva y oliva virgen son un componente principal para una dieta cardiosaludable. Tan solo se conoce una décima parte de los beneficios del aceite de oliva, según Pérez Jiménez³ de la Unidad de Lípidos y Arterioesclerosis del Hospital Reina Sofía de Córdoba. Hasta el momento, están reconocidas sus ventajas para reducir el colesterol, prevenir enfermedades cardiovasculares y otras como el cáncer y la diabetes.

2 CONTEXTUALIZACIÓN

Se detallan en este apartado características del bien a estudiar y los determinantes que pueden influir en la demanda, es decir, las variables que inciden directamente en el deseo o capacidad del consumidor para comprar o consumir aceite de oliva. La

¹ En especial para el aceite de oliva virgen. No se ha estudiado específicamente este producto porque en la serie de datos de MAGRAMA solo aparece detallado desde 2008.

² Tipo de grasa mono-insaturada que se encuentra en otros alimentos como el aguacate o el aceite de semillas.

³ F. Pérez Jiménez junto a J. López Miranda dirigieron un estudio sobre el efecto del aceite de oliva en la circulación sanguínea cuyos autores fueron C. Marín y J. Delgado.

demanda viene determinada por una serie de factores entre los que destacan el precio del bien, la renta del consumidor, los precios de los bienes relacionados, las preferencias del consumidor o gustos y el tamaño del mercado (Pindyck y Rubinfeld 1999; Parkin et al., 1995).

2.1 EL ACEITE DE OLIVA Y SU CONSUMO

La palabra aceite (*azzáyt*) tiene su origen en el idioma árabe, significa jugo de la aceituna (popularmente conocido como oliva). Es un producto propio de la dieta mediterránea y de cualquier dieta sana, por lo que es uno de los productos gastronómicos más deseados a nivel internacional y nacional.

Como se ha mencionado en la introducción el sector del aceite de oliva está regulado por el Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente y por la Comisión Europea. El reglamento europeo considera que el aceite de oliva posee propiedades organolépticas⁴ y nutricionales que responden a su mayor calidad respecto al resto de grasas vegetales, por lo que posee un precio superior y debe de ser regulado mediante su etiquetado, presentación y publicidad.

En el Reglamento de ejecución (UE) n° 29/2012 de la Comisión Europea, del 13 de enero de 2012, sobre la comercialización del aceite de oliva, el artículo 3 facilita una clasificación del aceite de oliva dividiéndolo en cuatro categorías que define de la siguiente manera:

- Aceite de Oliva Virgen Extra: aceite de oliva de categoría superior obtenido directamente de aceitunas y sólo mediante procedimientos mecánicos.
- Aceite de Oliva Virgen: aceite de oliva obtenido directamente de aceitunas y sólo mediante procedimientos mecánicos.

⁴ Definido en el Reglamento (CEE) n° 2568/91 de la Comisión, define las características físico-químicas y organolépticas de los aceites de oliva y de los aceites de orujo de olivar y establece los métodos de evaluación de tales características.

- Aceite de Oliva: aceite que contiene exclusivamente aceites de oliva que se hayan sometido a un tratamiento de refinado y de aceites obtenidos directamente de aceitunas.
- Aceite de Orujo de Oliva: aceite que contiene exclusivamente aceites procedentes del tratamiento del producto obtenido tras la extracción del aceite de oliva y de aceites obtenidos directamente de aceitunas.

Según el estudio realizado por el Panel de Consumo Alimentario en MAGRAMA de 2008 se concluyen las siguientes características en la demanda de aceite de oliva:

- Desde el año 2000 el aceite que más ha crecido en su consumo es el aceite de oliva virgen. No obstante, el aceite de oliva supone el 45% del volumen total del aceite y es la variedad más consumida.
- Se consume aceite de oliva en la mitad de los hogares españoles, con un consumo medio por persona y mes de más de un litro. Este consumo es constante durante todo el año, siendo ligeramente menor en el periodo estival.
- Otro resultado que arroja es que los hogares con personas adultas (independientes, sin hijos o ancianos) son los mayores consumidores de aceite de oliva y las familias con hijos menores de seis años, los menos consumidores.
- En cuanto al posicionamiento regional, las Comunidades Autónomas que más consumen son Galicia y La Rioja y en contraposición, los que menos, los Castellano Manchegos, con un consumo de 18,6 litros por persona y año y de 9,2, respectivamente.
- Los canales dinámicos son los mayores distribuidores de aceite de oliva para uso doméstico, con los supermercados a la cabeza a los que les corresponde un 37,8% de la distribución total. En la figura 2.1 se recoge la división en la distribución de los canales dinámicos. El resto de canales recoge autoconsumo, mercadillos, herboristería, farmacia, venta a domicilio, bodega y resto de

canales. Tiendas tradicionales incluye: pescadería, carnicería, panadería, tienda congelados, mercados y plazas.

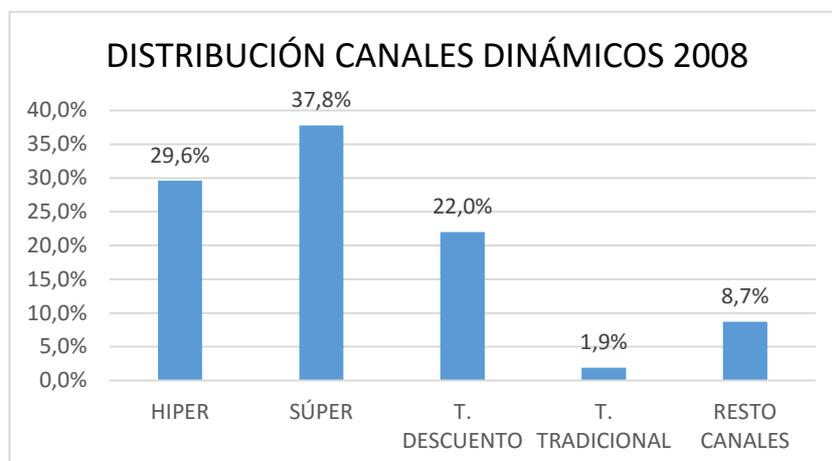


Figura 2.1: Distribución aceite de oliva para consumo doméstico. Fuente: MAGRAMA, 2008. Elaboración propia.

El informe incluye también resultados sobre el consumo por hogares o por clase social. En la figura 2.2, se puede observar las conclusiones sacadas por el estudio, en la que es posible observar como a lo largo de la vida de los consumidores el consumo de aceite de oliva va en aumento, hecho que posiblemente esté relacionado por la corriente sobre el aceite de oliva y sus beneficios sobre la salud.

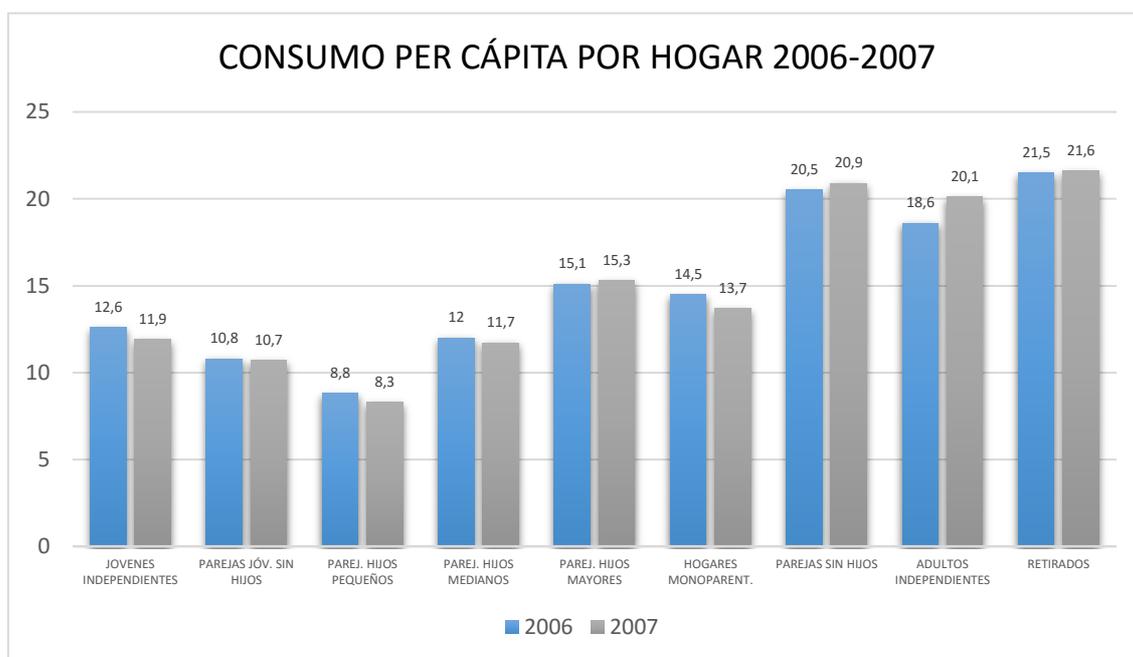


Figura 2.2: Consumo per cápita litros/año en función del estilo de vida. Fuente: MAGRAMA, 2008. Elaboración propia.

En cuanto a la evolución del consumo per cápita de aceite de oliva, cabe mencionar que en la serie de datos analizada (enero del 2000-diciembre del 2014) ha experimentado un crecimiento de un 9,39%. Este dato complementa el dato puntual publicado en el Informe sobre el consumo y la alimentación en España de 2014, donde se dice que el consumo per cápita de aceite de oliva en términos de valor y volumen ha descendido un 2,1% respecto al 2013. En el gráfico de la figura 2.3, es posible apreciar la línea de tendencia decreciente para el volumen producido, pero se intuye que a mitad de 2014 se invierte la tendencia. En el gráfico es posible observar los puntos álgidos y los críticos y la trascendencia de la crisis. Los máximos corresponden a 2006 para el valor económico y 2004 para la producción en volumen, desde entonces ha ido oscilando con una leve caída en la demanda del volumen total de aceite de oliva. En principio parece que no se corresponde con el estallido de la crisis, sino que la caída comenzó un año antes.

2.2 CARACTERÍSTICAS DE LAS ZONAS DE ESTUDIO: ESPAÑA, ARAGÓN Y CATALUÑA

En los países desarrollados, cada vez es más frecuente observar como el poder adquisitivo y el precio de los alimentos explica en menor medida la demanda de éstos. Otros factores como los gustos, hábitos de consumo, valores o actitud cobran especial relevancia desde hace unas décadas (Besch, 1980; Bansback, 1995). En España en las últimas décadas se han sucedido determinados fenómenos sociodemográficos que han repercutido de una manera u otra en el consumo de las familias (Pérez, 2006).

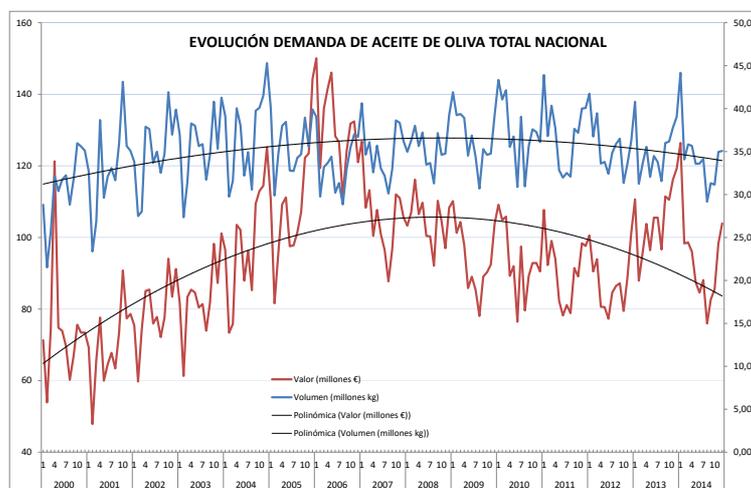


Figura 2.3: Evolución de la demanda de aceite de oliva nacional (en miles de euros y millones de kilogramos). Fuente: MAGRAMA, 2016. Elaboración propia.

2.2.1 España

La sociedad española ha experimentado numerosos cambios en los últimos años. Estos han llevado a la desaparición del modelo único familiar (Díez, 1997) y a dado lugar a una mayor segmentación del mercado. También la incorporación de la mujer a la vida laboral, la inmigración, y en los últimos años la migración han afectado a la estructura de los consumidores españoles (J. Saturnino, 2013; F. Zamora, 1997). La renta disponible, como es bien conocido, limita el consumo de los españoles. En la tabla 2.4 se muestra el salario medio anual para el periodo analizado en este trabajo.

Tabla 2.4: Salario medio en España (en euros corrientes).

2015	26.259 €	2007	26.027 €
2014	26.191 €	2006	26.027 €
2013	26.027 €	2005	26.027 €
2012	25.894 €	2004	26.027 €
2011	25.515 €	2003	26.027 €
2010	24.786 €	2002	26.027 €
2009	26.027 €	2001	26.027 €
2008	26.027 €	MEDIA	25.927,67 €

Fuente de datos: www.datosmacro.com (Expansión, 2016). Elaboración propia.

2.2.2 Aragón y Cataluña

Aragón y Cataluña son dos Comunidades Autónomas vecinas que, en principio, se ven principalmente diferenciadas por la actividad turística que posee la comunidad catalana. Aragón cuenta con una población que a fecha de 12/2014 asciende a 1.328.334 habitantes empadronados y en el caso de Cataluña esta cifra es de 7.399.600, cinco veces superior a Aragón y representan respectivamente el 2,86% y el 15,9% sobre el total nacional, según los datos disponibles.

Ninguna de las dos CCAA se caracteriza por la producción de aceite de oliva, pero sí son conocidas por el prestigio de algunas de sus Denominaciones de Origen, como pueden ser la del Bajo Aragón y el aceite de la Terra Alta. Según la serie de datos analizada, la media de su consumo per cápita sería de 0,8 para ambas, en volumen sería 1.106 miles de kg. para Aragón y de 5.344 miles de kg. en Cataluña. Son esas diferencias las que pueden observarse en las figuras 2.5 y 2.6 y en las que se refleja la

llegada de la crisis en 2006 igual que en el caso nacional, de alguna manera, avisando de la crisis que iba a sucederse en los mercados financieros dos años después.

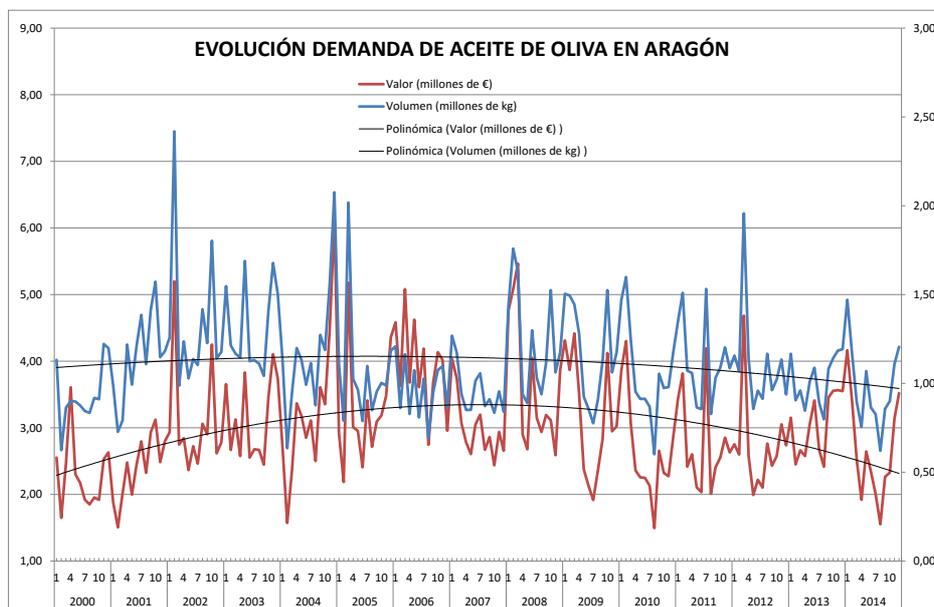


Figura 2.5: Evolución de la demanda del aceite de oliva en Aragón (en miles de euros y millones de kilogramos). Fuente: MAGRAMA, 2016. Elaboración propia.

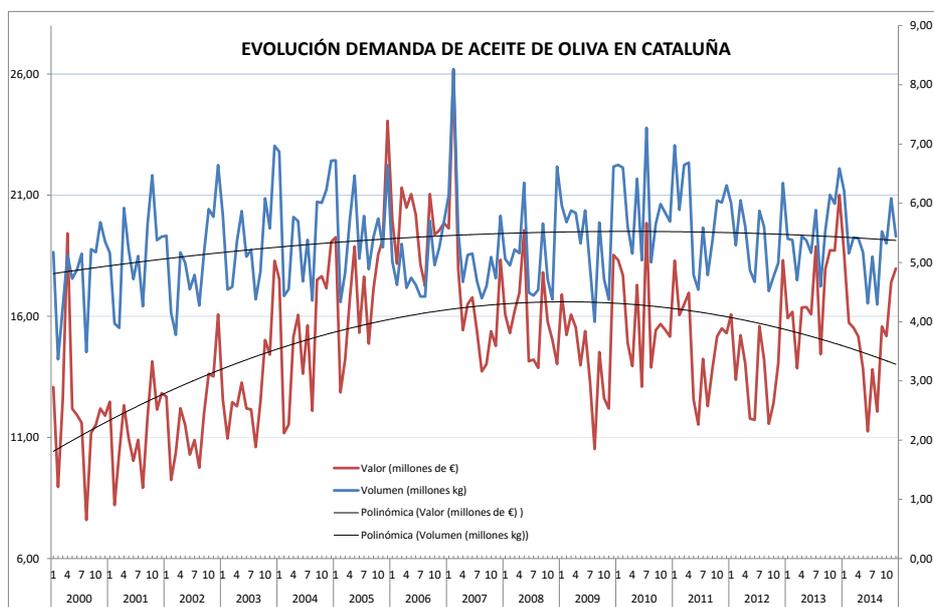


Figura 2.6: Evolución de la demanda del aceite de oliva en Cataluña (en miles de euros y millones de kilogramos). Fuente: MAGRAMA, 2016. Elaboración propia.

A pesar de las diferencias en tamaño de población o en riqueza de sus habitantes, la línea de tendencia en ambas gráficas parece comportarse de manera muy semejante y podría deberse a que la dieta que lleven aragoneses y catalanes vaya en la misma línea. En la tabla 2.7 se incluyen las principales magnitudes macroeconómicas de ambas y,

cabe destacar que el PIB per cápita es ligeramente superior en Cataluña pero la tasa de desempleo es menor en Aragón.

Tabla 2.7: Principales datos económicos para las Comunidades Autónomas de Aragón y Cataluña.

Ctas. Nacionales – Gobierno		ARAGÓN	CATALUÑA
2015	PIB	33.793 M.€	204.666 M.€
2015	PIB Per Cápita	25.552 €	27.663 €
2015	Deuda	6.930 M.€	72.274 M.€
2015	Deuda (% PIB)	20,30%	35,30%
2015	Deuda Per Cápita	5.300 €	9.616 €
2015	Déficit	-721 M.€	-5.532 M.€
2015	Déficit (% PIB)	-2,13%	-2,70%
2016	Rating Standard & Poor's	BBB-	B+
Mercado Laboral			
2016	Parados	99 m.	660 m.
2016	Tasa de paro	15,30%	17,40%

Fuente: datosmacro.com (Expansión, 2016). Elaboración propia.

3 MARCO TEÓRICO

3.1 OBJETIVOS, HIPÓTESIS Y TRATAMIENTO DE LOS DATOS

El objetivo del presente trabajo es concretar un modelo econométrico que sirva para estimar empíricamente la demanda del aceite de oliva en el mercado nacional español y en las comunidades de Aragón y Cataluña. El modelo permitirá analizar el comportamiento de los consumidores, conocer los factores y analizar en qué medida afectan y determinan la demanda, así como ver si se cumple de la ley de la demanda en las series de datos analizadas. Los objetivos específicos que se han establecido son:

- Obtención de elasticidades:
 - Elasticidad precio-demanda.
 - Elasticidad renta.
- Analizar los efectos sobre las cantidades consumidas cuando se producen cambios en los precios.

- Analizar el efecto sustitución entre los distintos tipos de aceite ante cambios en el precio del aceite de oliva.
- Determinar si se ha producido un cambio estructural en el consumo del aceite de oliva desde que estalló la crisis económica y la manera en que ha afectado a su consumo.

En cuanto a las hipótesis microeconómicas del modelo se encuentran las siguientes:

- El precio del aceite de oliva tiene una relación inversa con la cantidad demandada. A mayor precio, menos cantidad se demanda del bien.
- La cantidad demandada de aceite de oliva vendrá determinada por su precio, así como el de los sustitutivos.

Comentar que los datos utilizados en el trabajo para llevar a cabo la estimación econométrica se han obtenido de la base de datos de MAGRAMA. Para el estudio se consideró una serie de datos mensual entre los años 2000 y 2014, con información sobre todas las Comunidades Autónomas y sobre el total nacional. De este estudio se han obtenido las siguientes variables: precio del aceite de oliva, precio del aceite de girasol, precio del aceite de maíz, precio del aceite de semillas, precio del aceite de orujo y precio de la margarina (a priori, sustitutivos del aceite de oliva) y las endógenas: consumo per cápita del aceite de oliva, valor en miles de euros del aceite de oliva y volumen en miles de kilogramos. Otras variables incluidas en el estudio fueron obtenidas en el Instituto Nacional de Estadística (INE), medidas como el PIB a precios de mercado, la renta disponible bruta, el gasto en consumo final, PIB per cápita y gasto per cápita y población.

En cuanto a la metodología utilizada, en la encuesta a los hogares, MAGRAMA indica que la población estimada es de aproximadamente 17 millones de hogares (17.020.860), utilizando una muestra de 8.000 en el que el tamaño medio del hogar es de 2,69 personas y con las siguientes características de datos: apunte diario de las compras de alimentación en el hogar y en el que mediante el código de barras recoge: el producto

comprado, la cantidad comprada, el gasto efectuado en la compra, precio unitario y tipo de establecimiento en el que se ha comprado y del que derivan las siguientes variables: porcentaje de penetración, cantidad per cápita, volumen y valor.

Se han escogido datos sobre el total Nacional y de dos Comunidades Autónomas: Aragón y Cataluña, por ofrecer una comparativa autonómica frente al comportamiento nacional, dos comunidades vecinas que permitieran realizar comparaciones con los resultados nacionales y detectar si existen similitudes o diferencias significativas.

Finalmente, comentar que el análisis econométrico se ha realizado con el programa Gretl (Gnu Regression, Econometric and Time Series), elaborado por Allin Cottrell (Universidad Wake Forest). Se trata de un software libre y de fácil manejo.

3.2 MERCADO Y DEMANDA

Un mercado es el lugar físico o virtual en el que ofertantes y demandantes realizan transacciones respecto a bienes o servicios. Para estudiar realmente cómo se estructura y funciona un mercado sería necesario estudiar tanto la oferta como la demanda, pero en este estudio solo se contempla el estudio y funcionamiento de la segunda.

3.2.1 Mercado

Un mercado se define como un lugar o medio donde compradores y vendedores llevan a cabo transacciones o intercambios económicos, donde se encuentran oferta y demanda. El mercado supone un mecanismo para intercambiar bienes o servicios y determinar el precio de los mismos (Pindyck, 1999). Existen múltiples criterios para recoger diferentes clasificaciones de mercado, particularmente en este estudio, en cuanto a área geográfica se van a tratar mercados regionales y el mercado nacional. Respecto al tipo de cliente final, se abarca sólo los clientes finales y en cuanto a la competencia de sus mercados, se considera al aceite un mercado de competencia perfecta, puesto que existen 1.536 almazaras en toda España (Agencia de la Defensa de la Competencia en

Andalucía, 2011), por ello se considera a España como “la almazara del mundo” (García, 2015)⁵.

3.2.2 Demanda, ley y demanda de mercado

La demanda se define como la capacidad del comprador para adquirir cantidades específicas a distintos precios (Ferguson, 1972). El precio de un bien o servicio es el número de unidades monetarias que han de pagarse por la adquisición del mismo (Cournot, 1950). La ley de la demanda en este caso concreto, se basa en que la cantidad demandada del producto será inversamente proporcional al precio del mismo. A menor precio se estará dispuesto a adquirir mayor cantidad *ceteris paribus* (manteniendo el resto de factores constantes). La curva de demanda tiene pendiente negativa, se puede apreciar cómo varía la disposición a comprar o consumir un bien dependiendo del precio del mismo y manteniendo el resto de factores constantes. Esta relación inversa es la ley fundamental en la que se basa la demanda de mercado (Pindyck, 1999). Esta ley inversa descansa sobre dos razones conocidas como efecto renta y efecto sustitución. La primera afirma que cuando el precio de un bien sube se limita la capacidad adquisitiva del consumidor y no podrá adquirir la misma cantidad de producto. El segundo sostiene que al darse un aumento en el precio del bien, los consumidores buscaran alternativas más baratas.

Según Pindyck (1999), la demanda de mercado del aceite de oliva no es más que la suma de demandas individuales, es decir, las demandas de todos los consumidores que forman un mercado:

$$D(q) = \sum d_i(q), \quad (1)$$

$$\text{siendo } d_i(q) = f(P_x, P_y \dots P_z, Y, Z, T, E) \quad (2)$$

donde P_x : precio del bien, P_y : precios de bienes complementarios, P_z : precios de bienes sustitutivos, Y : renta del consumidor, Z : Gustos o preferencias del consumidor, T : tamaño del mercado o población.

⁵ Isabel García Tejerina, actual Ministra de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente.

3.3 ANÁLISIS DE REGRESIÓN LINEAL MÚLTIPLE

El principal objetivo de la econometría es dar contenido empírico al razonamiento a priori de la economía (Klein, 1962). El análisis de regresión es un procedimiento estadístico a través del cual se examina la relación entre dos tipos de variables, las dependientes o endógenas y las independientes o exógenas también denominadas variables explicativas, con el objetivo de estimar o predecir el comportamiento de la dependiente a través de éstas. Las fuentes bibliográficas utilizadas para esta parte han sido Novales (1993) y Maddala (1992).

3.3.1 Modelo lineal general e hipótesis del modelo

El análisis del modelo lineal general (MLG) descansa en diferentes hipótesis (Nelder y Wedderburn, 1972). Se dispone de una muestra de T valores de una variable aleatoria y , al mismo tiempo, se conocen los T valores de las k variables explicativas que van a utilizarse como regresores del modelo. Es decir, se conoce el vector de observaciones de la variable endógena $y' = (y_1, y_1, \dots, y_T)$ (3), y también la matriz de regresores. El proceso generador de datos es $y = X\beta + u$ (4), donde u es el vector de perturbaciones aleatorias que recoge la influencia de todas aquellas variables no incluidas en la matriz X .

La hipótesis sobre la forma funcional recoge que los elementos del modelo tienen la siguiente relación entre sí en el MLG:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \dots + \beta_k X_k + u_t \quad (5)$$

La hipótesis sobre la perturbación aleatoria se basa en que el vector de perturbaciones aleatorias se distribuye de forma independiente según una variable aleatoria normal de vector de medias el vector nulo y con matriz de varianzas y covarianzas igual a $\sigma^2 I_T$, donde I_T es la matriz identidad de orden T (Pulido, 1983), es decir, $u \sim N(0, \sigma^2 I_T)$.

Existen, para ello, cuatro supuestos sobre el comportamiento de las perturbaciones aleatorias del modelo:

$E(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$, que implica que la influencia media de las variables no incluidas en la especificación del modelo es nula. Es decir, la matriz X incluye todas aquellas variables que son relevantes a la hora de explicar el fenómeno determinado por la variable y . En segundo lugar, sobre el vector u_t , la varianza de todos los componentes del vector de perturbaciones ha de ser igual: $E(u_i^2) = \sigma^2 \forall i = 1, 2, \dots, T$ (6). Este supuesto se conoce con el nombre de **homocedasticidad**, todos los elementos de la diagonal principal de la matriz de varianzas y covarianzas son idénticos. Simultáneamente, suponemos que los elementos fuera de la diagonal principal han de ser todos cero. Esto conlleva que $E(u_i u_j) = 0 \forall i \neq j$ (7). Este supuesto se conoce como **no autocorrelación**. Por último, el vector u_t sigue una distribución normal, dado que los elementos del vector de perturbaciones están incorrelacionados entre sí, al asumir la hipótesis de **normalidad**, es inmediato comprobar la independencia en su distribución (Nelder y Wedderburn, 1972).

La hipótesis sobre la matriz de regresores X se basa en que las observaciones de la matriz X son fijas en repetidas muestras: De acuerdo con esta hipótesis los distintos regresores del modelo toman valores para diversas muestras. Este supuesto tiene difícil cumplimiento en los estudios sociales ya que los datos se obtienen por observación y para que este supuesto se cumpliera, tendría que poder ser controlados por el investigador (Uriel, 2000). La matriz de varianzas y covarianzas es **escalar**.

Finalmente, las hipótesis sobre los parámetros β_i son **constantes**. En todo caso puede ser aceptable que se mantienen en el tiempo (si no se trata de periodos muy extensos) como es el caso de nuestro estudio.

3.3.2 Estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de los coeficientes de regresión parcial

Existen diversos métodos para estimar los parámetros de los que depende la distribución de la variable Y . El que se va a llevar a cabo en el presente trabajo, y el más utilizado, es el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), proceso que implica la minimización de la suma de los cuadrados de los residuos de la estimación. La combinación de valores de los parámetros que minimice esta suma será la estimación MCO (Johnston, 1987). Teniendo en cuenta la ecuación (4) el vector de residuos u se

representa como: $u = y - X\beta$ (8). A partir de él puede construirse la suma residual como la suma de los cuadrados de los elementos del vector u . De esta forma, la suma residual se expresa como $SR = u'u = (y - X\beta)'(y - X\beta)$ (9). Como se observa, esta suma residual depende del vector de observaciones de la variable endógena, de la matriz X y del vector de parámetros de posición. Debido a que los dos primeros elementos vienen dados, sólo puede variar β . La minimización de la suma residual implica encontrar la combinación de elementos que minimice esta suma.

$$\min_{\hat{\beta}} SR = \min_{\hat{\beta}} (y - X\hat{\beta})'(y - X\hat{\beta}) = \min_{\hat{\beta}} (y'y + 2\hat{\beta}'X'y + \hat{\beta}'X'X'\hat{\beta}) \quad (10)$$

Para obtener el vector que minimiza esta suma es necesario derivar la expresión anterior con respecto al vector $\hat{\beta}$ e igualar a cero. Resolviendo la igualdad anterior, se prueba que el vector de parámetros estimados es el siguiente:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y \quad (11)$$

Esta expresión se identifica con el vector de estimadores Mínimos Cuadráticos Ordinarios (MCO, en adelante). A partir de este resultado, se obtiene la estimación MCO del parámetro de dispersión como:

$$\hat{\sigma} = \frac{SR}{T-k} \quad (12)$$

Las propiedades de este parámetro así como el del vector de estimadores demuestran que su estimación está centrada sobre el verdadero valor del parámetro a estimar y con la menor varianza, es decir, son estimadores **ELIO**: Lineal, Insesgado y Óptimo. (Pulido, 2005).

El contraste de hipótesis permite realizar inferencias acerca de parámetros poblacionales utilizando datos provenientes de una muestra. En la regresión lineal general le vamos a realizar contrastes individuales sobre los coeficientes del modelo de regresión.

De acuerdo con la hipótesis del modelo de regresión lineal, la perturbación u_t sigue una distribución normal. Dado que los β se obtienen como combinación lineal de u_t , siguen a su vez distribuciones normales.

Por tanto, para poder representar el comportamiento de la variable, se necesitan observaciones tanto de esta variable como el de los componentes de la matriz X. Una vez conseguidos mediante una m.a.s., es preciso estimar el valor de los elementos incluidos en el vector de parámetros de posición $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ (13) y el del parámetro de dispersión σ^2 (Muñoz, 2007).

Este estudio, con una estimación consistente en una ecuación doble logarítmica la interpretación de sus coeficientes es de propensión marginal, es decir, elasticidad. En consecuencia, el significado de los coeficientes de regresión parcial sería el siguiente, β_i excepto $i = 1$, se debe interpretar como incremento porcentual de la variable endógena para un incremento del 1% en la i-ésima variable exógena.

4 ESPECIFICACIÓN DEL MODELO ECONOMETRICO

Atendiendo a la teoría económica sabemos que la demanda depende esencialmente del precio del producto a estudiar, del precio de otros bienes relacionados con él, la renta de los consumidores y otras como gustos o preferencias, es decir, la función de demanda de este tipo:

$$D_o = f(PA_o, PA_g, PA_m, PA_s, PA_{or}, P_{ma}, RDB, PIB_{pm}, Gto, Pob, PIB_{pc}, Gto_{pc}, Crisis),$$

donde: (14)

D_o : representa la Demanda del aceite de oliva: el volumen de aceite de oliva producido (miles de kgs).

PA_o : Precio del aceite de oliva (€/kg).

PA_g : Precio del aceite de girasol (€/kg).

PA_m : Precio del aceite de maíz (€/kg).

PA_s : Precio del aceite de semillas (€/kg).

PA_{or} : Precio del aceite de orujo de oliva (€/kg).

P_{ma} : Precio de la margarina (€/kg).

RDB : Renta Disponible Bruta (€).

PIB_{pm} : PIB a precios de mercado (€).

Gto : Gasto en consumo final (€).

Pob : Población en habitantes (unidades).

PIB_{pc} : PIB per cápita (€).

Gto_{pc} : Gasto per cápita (€).

$Crisis$: Variable dummy.

En principio se propone una estimación con un modelo de regresión doblemente logarítmico:

$$\begin{aligned} \log Y_t = & \alpha_1 + \beta_1 \log P_o + \beta_2 \log P_g + \beta_3 \log P_m + \beta_4 \log P_s + \beta_4 \log P_{or} + \\ & \beta_5 \log P_{ma} + \beta_6 \log RDB + \beta_7 \log PIB + \beta_8 \log Gst + \beta_9 \log P_{ob} + \beta_{10} \log P_{pc} + \\ & \beta_{11} \log G_{pc} + u_t \end{aligned} \quad (15)$$

Cabe mencionar que en ningún caso va a definirse un modelo con tantas medidas que recojan el efecto de la riqueza. Se han utilizado las seis que se indican para buscar cuál se ajusta mejor al modelo propuesto y el resto serán desechadas para eliminar el problema de la multicolinealidad.

Donde $u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$ (14), donde ε_t cumple los supuestos del MLG, es ‘ruido blanco’, la perturbación no se puede evitar. $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, $|\rho| < 1$

$$u_t = \sum_{i=0}^t \rho^i \varepsilon_{t-i} \begin{cases} u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t = \rho^2 u_{t-2} + \varepsilon_t + \rho \varepsilon_{t-1} \\ u_t = \rho u_{t-2} + \varepsilon_{t-1} \end{cases} \quad (16)$$

La variable ρ (rho) mide la correlación de u_t .

$$Y_t = X_t' \beta + u_t \quad (17)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Supuestos sobre la perturbación:

- $E(u) = 0$
- $E(u_i u_j) = 0$ (No autocorrelación)
- $Var(u_i) = \sigma$ (Homocedasticidad)
- $u \sim N(0, \sigma^2)$

4.1 DEMANDA ACEITE DE OLIVA EN ESPAÑA: FORMA FUNCIONAL DEL MODELO

La especificación del modelo implicará tomar decisiones como: la elección de las variables dependientes, la variable explicativa y la forma funcional. Para tal propósito se dispone una muestra que comienza en enero del año 2000 (2000:01) y se extiende hasta el mes de diciembre del año 2014 (2014:12), es decir, el tamaño muestral es de

180 observaciones. Es difícil determinar qué variables explicativas incluir en el modelo de regresión. En el caso de incluir demasiadas variables pueden existir correlaciones entre ellas. Si se ajusta el modelo con todas las variables saldrán muchos coeficientes no significativos y no está clara la forma de proceder para quedarse con el mejor subconjunto de las X para explicar la variable Y. En este trabajo se ha optado por incluir todas las potenciales variables explicativas y, por pasos, ir eliminando las menos importantes hasta que en el modelo se quedan las importantes. Una vez seleccionadas las variables significativas se procederá a contrastar las hipótesis básicas del MLG, cuya explicación teórica puede encontrarse en (Fernández, 2005). Para poder rechazar las hipótesis nulas que se plantearán a lo largo del capítulo se necesita obtener un *p-valor* < 0,05.

En general es difícil tener un modelo de regresión que no presente cierta correlación muestral. La multicolinealidad, de no ser perfecta, se puede considerar un problema cuando la correlación entre los regresores es tan alta que se hace casi imposible estimar con precisión los efectos individuales de cada uno de ellos. Para analizar la multicolinealidad se ha optado por dos vías. Inicialmente se ha procedido a calcular los coeficientes de correlación lineal entre las variables y ver si el grado de correlación es alto. La segunda vía para el estudio de la multicolinealidad es la que se indica, entre otros, en Neter, Wasserman & Kutner (1990), que consideran una serie de indicadores para analizar el grado de multicolinealidad entre los regresores de un modelo, como es el Factor de Inflación de la Varianza (VIF); valor que calcula el programa Gretl. Los resultados se presentan en la figuras 4.1 y 4.2.

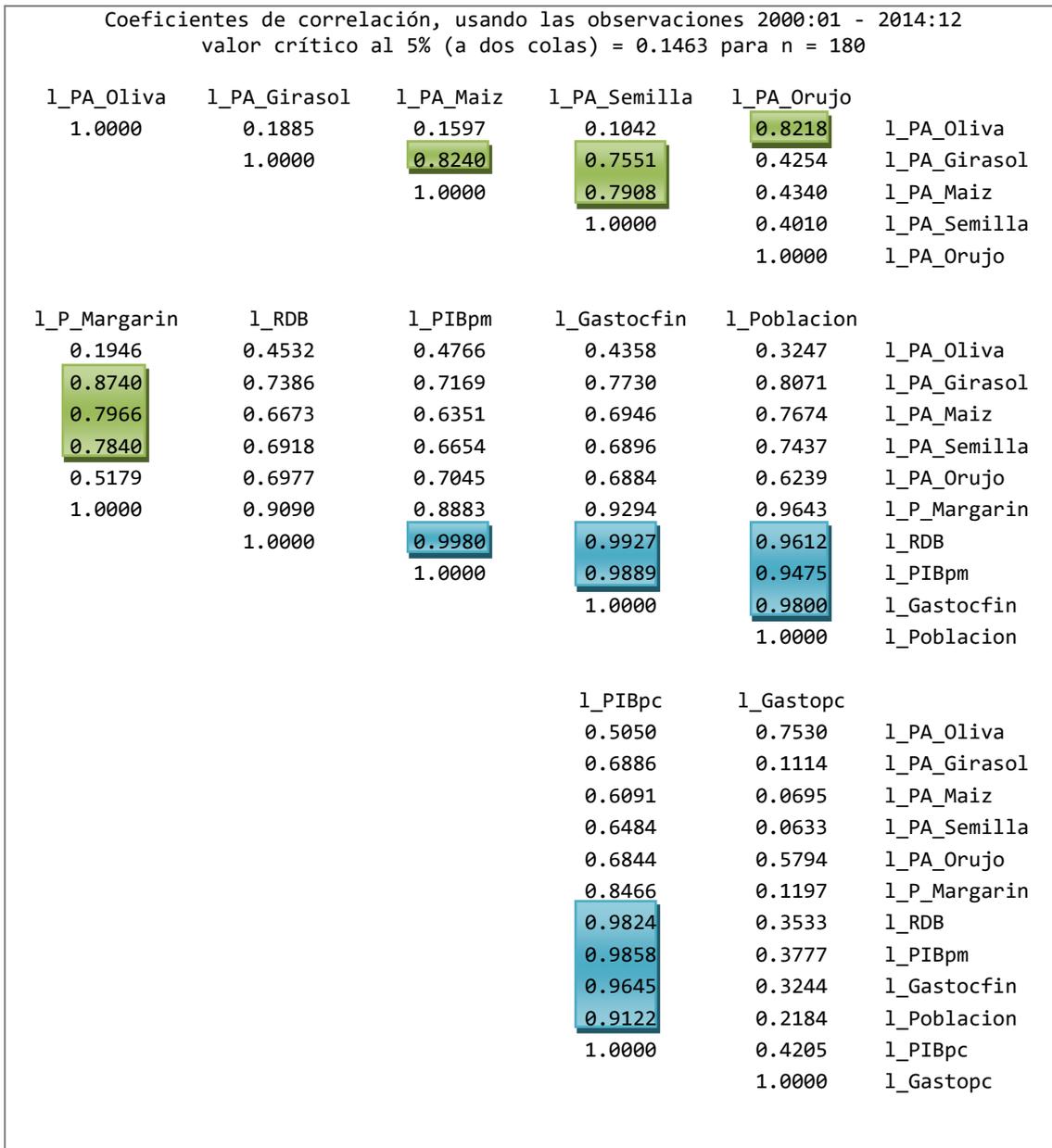


Figura 4.1: Matriz de correlación de los potenciales regresores en España. Ventana de Gretl.

Según (Aznar y García, 1991) que analizan los problemas que genera la multicolinealidad en los modelos econométricos “un coeficiente de correlación alto entre dos variables es una condición suficiente pero no necesaria para la presencia de colinealidad”. Se nombran los ilustrativos casos (Maddala, 1977) en los que con valores bajos de correlación entre parejas se da una multicolinealidad exacta.

Factores de inflación de varianza (VIF)

Mínimo valor posible = 1.0

Valores mayores que 10.0 pueden indicar un problema de colinealidad

l_PA_Oliva 7.614

l_PA_Girasol 8.471

l_PA_Maiz 5.465

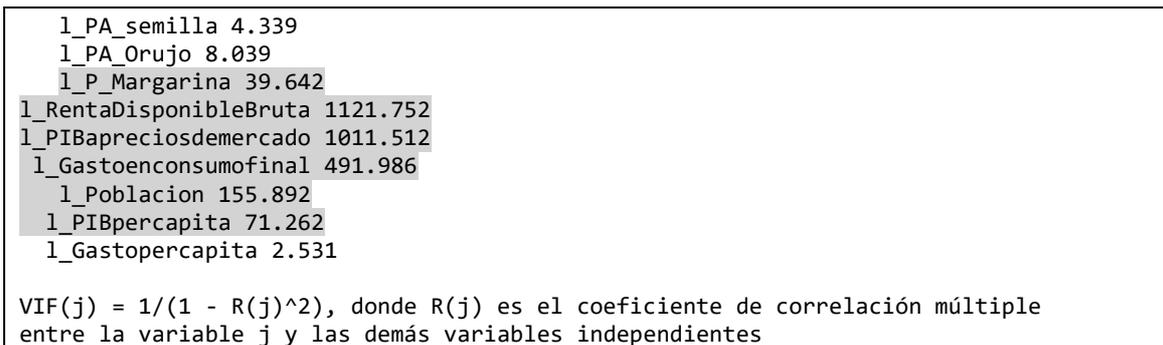


Figura 4.2: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 1 (Ver Anexo I). Ventana de Gretl.

Con los resultados de la matriz de correlaciones y del indicador VIF se concluye que existen variables explicativas que están fuertemente relacionadas y los comportamientos entre ellas son muy similares. En la figura 4.3 se agrupan dichas variables según corresponda a la categoría de precios o a las variables que representan la riqueza de la población.

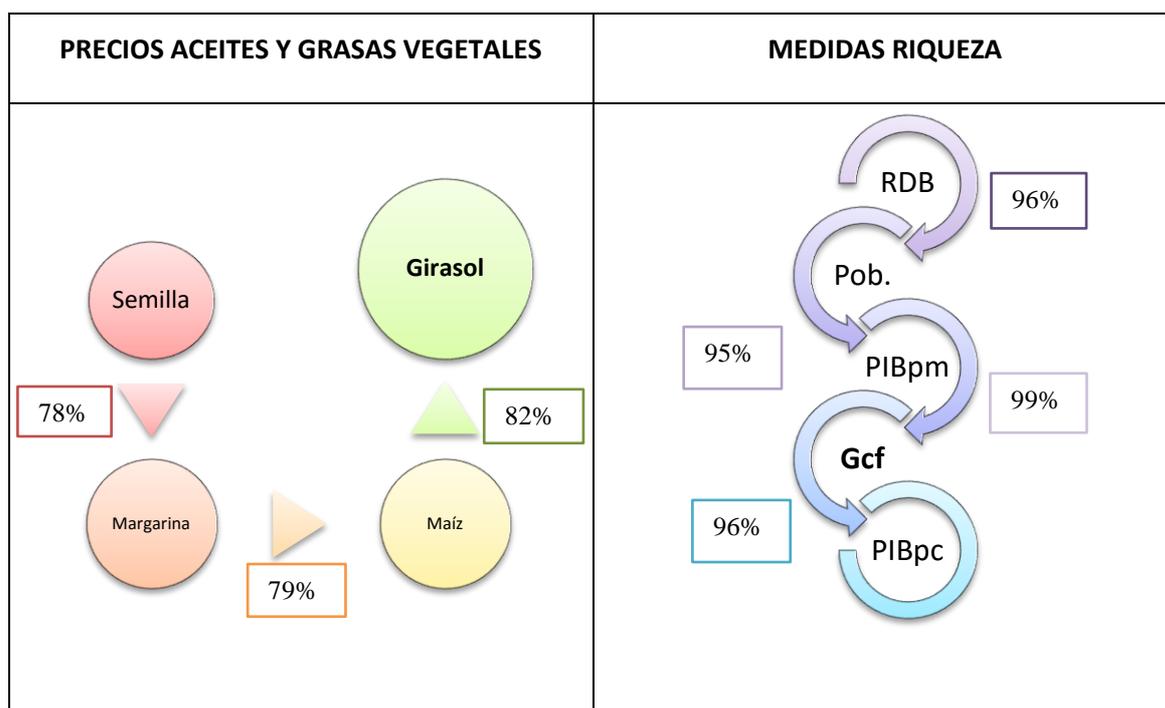


Figura 4.3: Relación de correlaciones entre las variables exógenas del modelo. Elaboración propia.

A partir de aquí se comienza un proceso iterativo al objeto de retirar del modelo las variables que crean la multicolinealidad. El Modelo 1 (en Anexo I) recoge la información econométrica con todos los regresores y seguidamente se procede a eliminar las variables señaladas en gris en la salida de la figura 4.2. Para contrastar estadísticamente la intuición anterior de colinealidad, y por tanto, las variables superfluas, se realiza un contraste para evaluar la significatividad de ciertos coeficientes

del MLG. De los contrastes que se presentan en el Anexo I, se deduce que los coeficientes β_i de las variables que se indican (correspondientes a las variables que causan colinealidad) son 0 (no sería posible rechazar dicha hipótesis nula), es decir, no significativas para el modelo.

En base a los cálculos indicados en el Anexo I, se ha probado que tanto la Renta Disponible Bruta (RDB) como el PIB a precios de mercado resultan no significativas para el modelo de demanda, y por lo tanto, irrelevantes para el modelo y, de la misma manera, para el precio del margarina. Un análisis similar permite reducir regresores entre las variables que intervienen como bienes sustitutivos. Al eliminar las variables económicas señaladas y el precio de la margarina, el modelo deja de presentar colinealidad múltiple (veáanse figuras 4.4 y 4.5).

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 2000:01-2014:12 (T = 180)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	10.6349	0.02231	476.6878	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.95477	0.0340283	-28.0581	<0.0001	***
l_PA_Girasol	0.0624617	0.0200827	3.1102	0.0022	***
l_PA_Maiz	0.0186995	0.0313213	0.5970	0.5513	
l_PA_semilla	0.0521455	0.0215266	2.4224	0.0165	**
l_PA_Orujo	0.0932196	0.0233515	3.9920	<0.0001	***
l_Gastopercapita	0.910908	0.0192784	47.2501	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	10.46095	D.T. de la vble. dep.		0.115914	
Suma de cuad. residuos	0.162984	D.T. de la regresión		0.030694	
R-cuadrado	0.932233	R-cuadrado corregido		0.929883	
F(6, 173)	396.6450	Valor p (de F)		2.57e-98	
Log-verosimilitud	375.2266	Criterio de Akaike		-736.4532	
Criterio de Schwarz	-714.1025	Crit. de Hannan-Quinn		-727.3910	
rho	0.373854	Durbin-Watson		1.232202	
Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 22 (l_PA_Maiz)					

Figura 4.4: Modelo 2 MCO en el MLG, España. Gretl.

Factores de inflación de varianza (VIF). Mínimo valor posible = 1.0	
Valores mayores que 10.0 pueden indicar un problema de colinealidad	
l_PA_Oliva	5.601
l_PA_Girasol	3.468
l_PA_Maiz	4.048
l_PA_semilla	3.144
l_PA_Orujo	4.682
l_Gastopercapita	2.355
VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), donde R(j) es el coeficiente de correlación múltiple entre la variable j y las demás variables independientes	

Figura 4.5: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 2. Ventana de Gretl.

En la salida de la Modelo 2 (figura 4.4) puede observarse que la variable del precio de aceite de maíz es no significativa, ya que su p-valor es muy alto. Se procede a contrastar la significatividad de los aceites de maíz y semilla conjuntamente con los resultados que se ilustran en la figura 4.6.

Conjunto de restricciones
 1: $b[l_PA_Maiz] = 0$
 2: $b[l_PA_semilla] = 0$

Estadístico de contraste: $F(2, 173) = 4.40604$, con valor $p = 0.0136026$

Figura 4.6: Contraste de restricciones lineales sobre Modelo 2. Ventana de Gretl.

Según el resultado anterior, se rechaza la hipótesis nula, y solo el precio del aceite de maíz es susceptible de ser eliminada del modelo, dado su influencia nula. Eliminar tal variable del modelo conduce al denominado Modelo 3, cuyos resultados se recogen en la figura 4.7.

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 2000:01-2014:12 (T = 180)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
	<i>Coficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	10.6417	0.019182	554.7751	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.955858	0.0339166	-28.1826	<0.0001	***
l_PA_Girasol	0.0690202	0.0167807	4.1131	<0.0001	***
l_PA_semilla	0.0573131	0.0196733	2.9133	0.0040	***
l_PA_Orujo	0.0952913	0.0230495	4.1342	<0.0001	***
l_Gastopercapita	0.910085	0.0191936	47.4161	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	10.46095	D.T. de la vble. dep.		0.115914	
Suma de cuad. residuos	0.163320	D.T. de la regresión		0.030637	
R-cuadrado	0.932094	R-cuadrado corregido		0.930142	
F(5, 174)	477.6695	Valor p (de F)		1.34e-99	
Log-verosimilitud	375.0414	Criterio de Akaike		-738.0827	
Criterio de Schwarz	-718.9250	Crit. de Hannan-Quinn		-730.3151	
rho	0.381965	Durbin-Watson		1.216183	

Figura 4.7: Modelo 3 MCO en el MLG, España. Gretl.

El ajuste que se propone en el Modelo 3, a falta de comparar el resto de hipótesis del MLG, aporta buena variabilidad explicada (93%). Además de lo anterior, la pregunta clave es si la estimación tiene sentido económico y si, de la misma, se puede deducir el comportamiento de algún aceite como sustitutivo al aceite de oliva. Dada la alta significatividad individual de los coeficientes, se procede a realizar el análisis de la

varianza o de significación conjunta y se comprueba si es válida la forma funcional del Modelo 3.

- **Forma funcional**

El contraste Reset sirve para contrastar si la forma funcional es adecuada:

$\left\{ \begin{array}{l} H0: \text{la forma funcional es correcta} \\ H1: \text{la forma funcional es incorrecta} \end{array} \right.$

Contraste de especificación RESET -
Hipótesis nula: La especificación es adecuada
Estadístico de contraste: $F(2, 172) = 21.2764$
con valor $p = P(F(2, 172) > 21.2764) = 5.53992e-009$

Figura 4.8: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 3. Ventana de Gretl.

En el Anexo I se incluyen el resto de contrastes en los que, igual que en el contraste Reset, se rechaza la hipótesis nula de que el modelo está bien formulado. En ellos se comprueba que no se verifican las hipótesis del MLG lo que invalidaría la significatividad y el sentido de los coeficientes de los regresores seleccionados para el modelo. En el gráfico de los residuos presentado en la figura 4.9 (contra la variable endógena) queda clara la tendencia de los mismos.

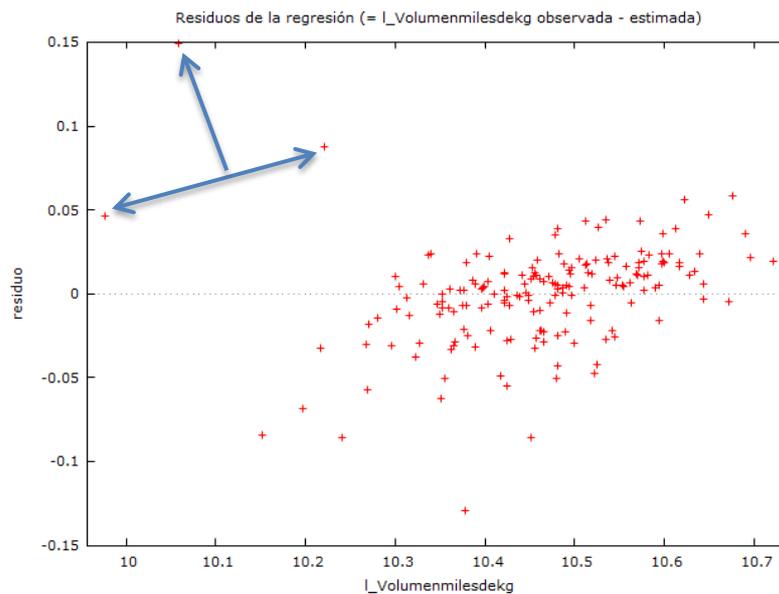


Figura 4.9: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 3.

Llama la atención la posición de los residuos en la parte superior izquierda del gráfico y sorprende más aún que se trate de periodos consecutivos, puesto que se refieren, de derecha a izquierda, a los periodos de 2000:02, 2001:02 y 2002:02. Dada la fuerza de estos residuos, genera tendencia en los demás. En principio, podría corresponderse con la diferencia de días que tiene febrero con el resto de meses o la cuesta de enero que se refleje en menor demanda, pero esta caída sucede en todos los años de la serie y pese a eso, Gretl los señala como claramente atípicos. Por ello, se introduce una variable ficticia, denominada febrero2, en la que se incluyen las mencionadas fechas y además también se introduce retardo en la variable endógena (l_Volmilesdekg_1) para intentar solventar los problemas de autocorrelación que aparecen en datos que se corresponden con series temporales. Los resultados se presentan en la figura 4.10.

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 2000:02-2014:12 (T = 179)				
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg				
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p
const	9.71462	0.184773	52.5761	<0.0001 ***
l_PA_Oliva	-1.01337	0.0312657	-32.4116	<0.0001 ***
l_PA_Girasol	0.0624333	0.0137921	4.5268	<0.0001 ***
l_PA_semilla	0.0622656	0.015982	3.8960	0.0001 ***
l_PA_Orujo	0.120913	0.0190691	6.3408	<0.0001 ***
l_Gastopercapita	0.950644	0.0197461	48.1434	<0.0001 ***
febrero2	0.127603	0.0177231	7.1998	<0.0001 ***
l_Volmilesdekg_1	0.0893501	0.0174107	5.1319	<0.0001 ***
Media de la vble. dep.	10.46202	D.T. de la vble. dep.	0.115337	
Suma de cuad. residuos	0.105561	D.T. de la regresión	0.024846	
R-cuadrado	0.955419	R-cuadrado corregido	0.953594	
F(7, 171)	523.5299	Valor p (de F)	6.1e-112	
Log-verosimilitud	411.5185	Criterio de Akaike	-807.0371	
Criterio de Schwarz	-781.5380	Crit. de Hannan-Quinn	-796.6974	
rho	0.611631	h de Durbin	8.414545	

Figura 4.10: Modelo 4 MCO en el MLG, España. Gretl.

En el modelo 4 aparecen nuevamente problemas de autocorrelación (*h de Durbin > 1'96*). Los contrastes de validación están a continuación y se incumplirían nuevamente todos a excepción del contraste de Reset. El resto de contrastes se encuentran en el Anexo I y estos fallos en la modelización se reflejan en el gráfico de residuos contra la variable endógena, presentado en la figura 4.12.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET -
Hipótesis nula: La especificación es adecuada
Estadístico de contraste: $F(2, 169) = 0.0166883$
con valor $p = P(F(2, 169) > 0.0166883) = 0.983452$

Figura 4.11: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 4. Ventana de Gretl.

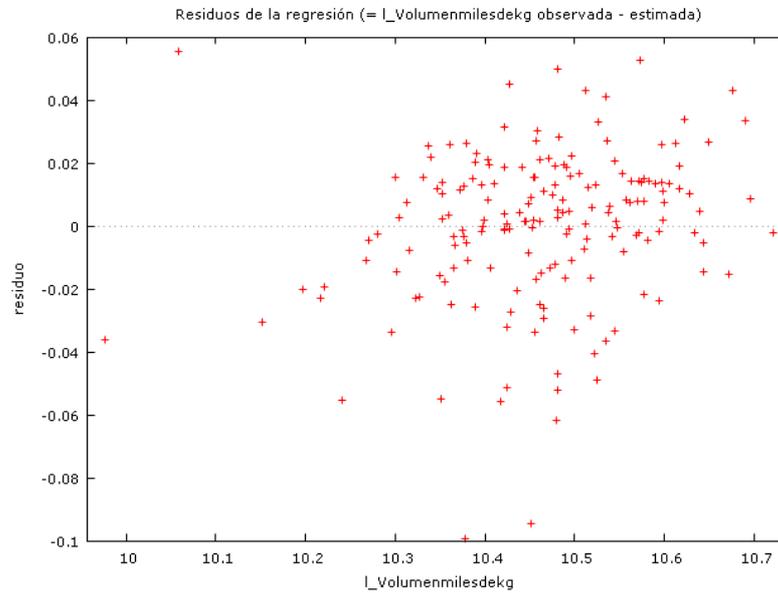


Figura 4.12: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 4.

En el modelo obtenido no se ha podido mejorar los problemas de autocorrelación ni heterocedasticidad pero al menos los residuos se han distribuido de forma más aleatoria y no resaltan como atípicos los datos de febrero. Dado que además la variable retardada no es significativa, esto sugiere la posibilidad de que ese retardo corresponda al año anterior, por lo tanto, se va a probar a introducir el retardo de orden 12 y 24 ($l_Volmileskg_{12}$ y $l_Volmileskg_{24}$):

Modelo 5: MCO, usando las observaciones 2002:01-2014:12 (T = 156)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	9.32874	0.222994	41.8341	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.994736	0.0321206	-30.9688	<0.0001	***
l_PA_Girasol	0.00511862	0.0127032	0.4029	0.6876	
l_PA_semilla	0.0825876	0.0145452	5.6780	<0.0001	***
l_PA_Orujo	0.119322	0.0176972	6.7424	<0.0001	***
l_Gastopercapita	0.880443	0.0211301	41.6676	<0.0001	***
febrero2	0.130656	0.0206033	6.3415	<0.0001	***
l_Volmileskg_12	0.0288268	0.0231508	1.2452	0.2150	
l_Volmileskg_24	0.101084	0.0206387	4.8978	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	10.47623	D.T. de la vble. dep.		0.100746	
Suma de cuad. residuos	0.053775	D.T. de la regresión		0.019126	
R-cuadrado	0.965818	R-cuadrado corregido		0.963958	
F(8, 147)	519.1916	Valor p (de F)		1.1e-103	
Log-verosimilitud	400.5245	Criterio de Akaike		-783.0490	
Criterio de Schwarz	-755.6003	Crit. de Hannan-Quinn		-771.9005	
rho	0.576076	Durbin-Watson		0.838289	

Figura 4.13: Modelo 5 MCO en el MLG, España. Gretl.

Según los resultados de los contrastes que se indican a continuación, a pesar de empeorar el contraste Reset, ya no hay heterocedasticidad en el modelo (por la introducción de “febrero2”) pero se mantienen los problemas de autocorrelación y distribución normal de la perturbación.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET - Hipótesis nula: La especificación es adecuada Estadístico de contraste: $F(2, 145) = 0.59697$ con valor p = $P(F(2, 145) > 0.59697) = 0.551824$
--

Figura 4.14: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 5. Ventana de Gretl.

- **Homocedasticidad**

Para contrastar si la varianza es constante a lo largo de la muestra se utiliza el contraste de White, cuyas alternativas son:

$$\begin{cases} H0: \alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0 \rightarrow \sigma_1^2 = \sigma^2 \text{ Homocedasticidad} \\ H1: \alpha_1 \neq \dots \neq \alpha_p \neq 0 \rightarrow \sigma_1^2 \neq \sigma^2 \text{ Heterocedasticidad} \end{cases}$$

Contraste de heterocedasticidad de White -
--

<p>Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad Estadístico de contraste: LM = 46.2545 con valor p = P(Chi-cuadrado(36) > 46.2545) = 0.117679</p>

Figura 4.15: Contraste de White en el Modelo 5. Ventana de Gretl.

- **No autocorrelación**

La autocorrelación puede medirse de dos maneras, mediante el test de Durbin Watson o (h de Durbin si el modelo tiene retardos) o mediante el contraste de Breusch Godfrey, en este caso se utiliza el segundo. Ambos detectan la relación entre valores de los residuos y se plantean de la siguiente manera:

$$\begin{cases} H0: \hat{\rho} = 0 \rightarrow \text{No autocorrelación} \\ H1: \hat{\rho} \neq 0 \rightarrow \text{Autocorrelación} \end{cases}$$

<p>Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 1 - Hipótesis nula: no hay autocorrelación Estadístico de contraste: LMF = 82.7604 con valor p = P(F(1,146) > 82.7604) = 6.2766e-016</p>
--

Figura 4.16: Contraste de Breusch-Godfrey en el Modelo 5. Ventana de Gretl.

- **Distribución de los residuos del modelo**

La distribución de los residuos se analiza mediante el estadístico de Jarque-Vera estudiando la asimetría y la curtosis de ésta, proponiendo las siguientes alternativas:

$$\begin{cases} H0: \varepsilon \sim N(0, \sigma^2) \rightarrow \text{simetría y curtosis exactas} \\ H1: \text{existe curtosis o asimetría} \end{cases}$$

<p>Contraste de normalidad de los residuos - Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 14.2795 con valor p = 0.000792936</p>
--

Figura 4.17: Contraste sobre la distribución normal de los residuos en el Modelo 5. Ventana de Gretl.

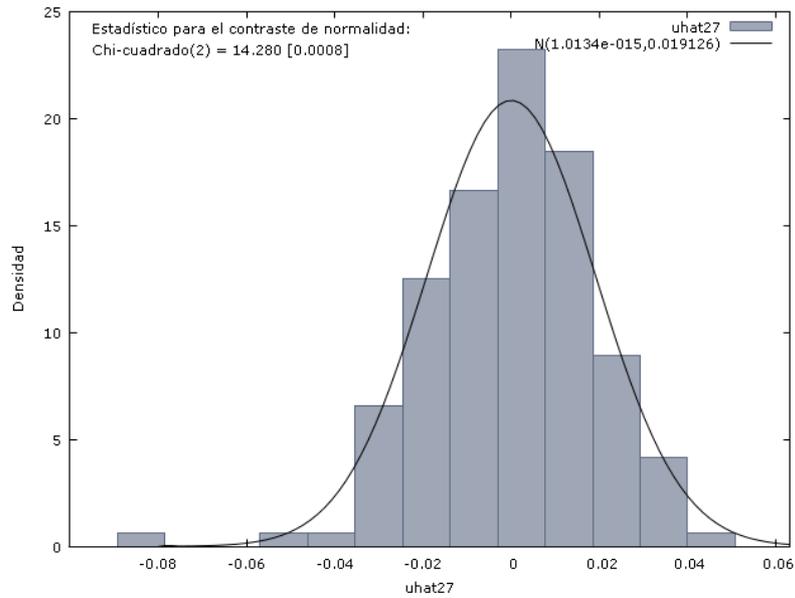


Figura 4.18: Gráfico de Gretl sobre la distribución de los residuos en el Modelo 5.

Se puede observar en la figura 4.19 como el modelo ha mejorado de manera considerable a pesar de continuar con autocorrelación y con la no distribución normal de los residuos.

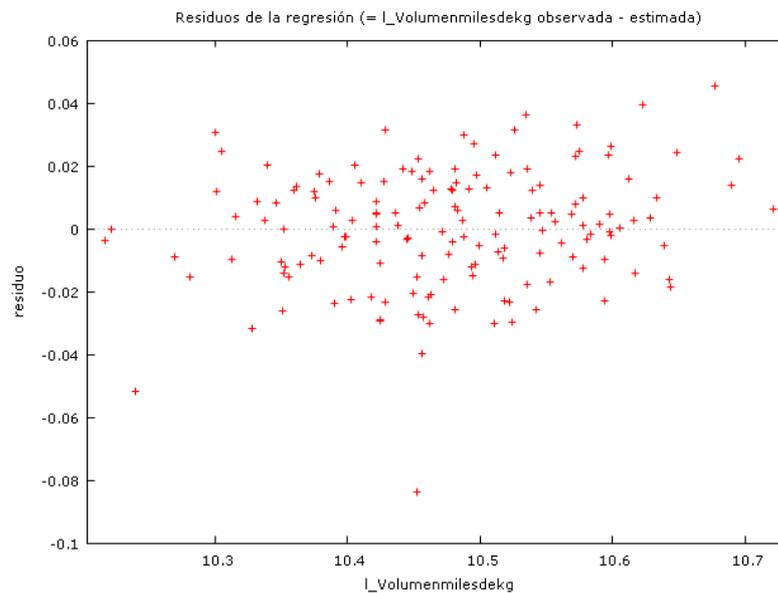


Figura 4.19: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 5.

Parece que ni incluyendo las variables retardadas se pueden solventar totalmente los problemas de autocorrelación que presenta el modelo. Entre las causas de su existencia puede deberse a diferentes causas tal como se indica en (Pulido y Pérez, 2001):

- La *inercia* propia de los acontecimientos económicos y sociales en general, hace que se mantengan los efectos de acciones pasadas sobre situaciones actuales, siendo probable que se mantengan los motivos de un error de un determinado signo sobre periodos posteriores
- La *especificación errónea*, es decir, la omisión de una variable relevante que presente a su vez autocorrelación entre sus propios valores y que traslada ésta al término de error al incluirse su efecto dentro de la perturbación aleatoria.
- Posibles *cambios de estructura*, que provocan errores sistemáticos de infra o supervaloración por periodos y, por tanto, una autocorrelación positiva de los residuos en cada periodo.

En cuanto al resto de contrastes salen correctamente por lo que, a pesar de este problema, el resto de hipótesis del MLG se cumplen. El problema de autocorrelación generaría la invalidación de la significatividad de los regresores y todo lo analizado. Como último recurso, se realiza la estimación Mínimo Cuadrática Ordinaria con desviaciones típicas robustas, que tienen en cuenta en la estimación el problema de la autocorrelación detectado para que se puedan interpretar los coeficientes de los regresores y que su estadístico t pueda analizarse. Además, se retira el retardo de la endógena de orden 12 ($l_Volmileskg_12$) ya que no resulta significativa:

Modelo 6: MCO, usando las observaciones 2002:01-2014:12 (T = 156)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)					
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	9.48688	0.292259	32.4605	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-1.00467	0.0404841	-24.8163	<0.0001	***
l_PA_Girasol	0.00539042	0.0198555	0.2715	0.7864	
l_PA_semilla	0.0838362	0.0210375	3.9851	0.0001	***
l_PA_Orujo	0.119458	0.0205908	5.8015	<0.0001	***
l_Gastopercapita	0.8907	0.026468	33.6520	<0.0001	***
febrero2	0.129173	0.0107072	12.0641	<0.0001	***
l_Volmileskg_24	0.114971	0.0275806	4.1685	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	10.47623	D.T. de la vble. dep.	0.100746		
Suma de cuad. residuos	0.054342	D.T. de la regresión	0.019162		
R-cuadrado	0.965458	R-cuadrado corregido	0.963824		
F(7, 148)	2996.833	Valor p (de F)	5.4e-156		
Log-verosimilitud	399.7061	Criterio de Akaike	-783.4122		
Criterio de Schwarz	-759.0134	Crit. de Hannan-Quinn	-773.5025		
rho	0.579021	Durbin-Watson	0.833274		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 21 (l_PA_Girasol)

Figura 4.20: Modelo 6 MCO en el MLG, España. Gretl.

Gracias a la introducción de las desviaciones típicas robustas se pueden extraer conclusiones de los coeficientes y determinar su significatividad individual y conjunta. No ha sido posible acabar con los problemas de autocorrelación como determina el estadístico de Breusch-Godfrey, pero al menos queda minimizado.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET -
 Hipótesis nula: La especificación es adecuada
 Estadístico de contraste: $F(2, 146) = 0.620139$
 con valor p = $P(F(2, 146) > 0.620139) = 0.539281$

Figura 4.21: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

- **Homocedasticidad**

Contraste de heterocedasticidad de White -
 Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
 Estadístico de contraste: LM = 32.5314
 con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(28) > 32.5314) = 0.253429$

Figura 4.22: Contraste de White en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

Hasta aquí los contrastes satisfacen las hipótesis del ajuste econométrico. En los dos anteriores, no se tiene la suficiente evidencia como para poder rechazar la hipótesis

nula, ya que en ambos el $p\text{-valor} > 0,05$, por lo tanto, se presumen dichas hipótesis como cumplidas. Al contrario que en los test siguientes:

- **No autocorrelación**

Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 1 -
Hipótesis nula: no hay autocorrelación
Estadístico de contraste: LMF = 83.6461
con valor $p = P(F(1,147) > 83.6461) = 4.50914e-016$

Figura 4.23: Contraste de Breusch-Godfrey en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

- **Distribución de los residuos**

Contraste de normalidad de los residuos -
Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente
Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 12.6962
con valor $p = 0.00175005$

Figura 4.24: Contraste sobre la distribución normal de los residuos en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

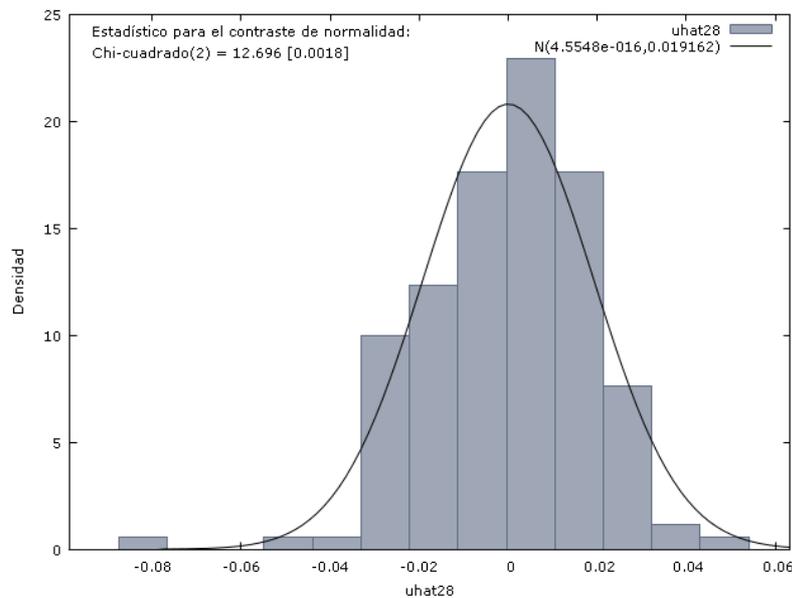


Figura 4.25: Gráfico de Gretl sobre la distribución de los residuos en el Modelo 6.

Los $p\text{-valores}$ de los contrastes de Breusch-Godfrey y de Jarque-Vera son menores que 0,05 y por lo tanto obligan a rechazar la hipótesis nula: existe autocorrelación y el error no se distribuye normalmente.

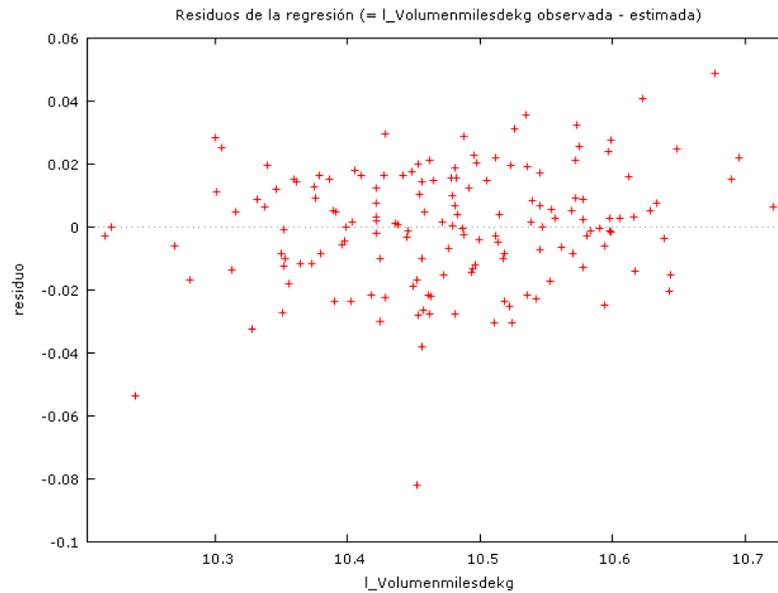


Figura 4.26: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 6.

Dado que es posible mejorar más por la vía de introducción de variables ficticias o desviaciones típicas robustas, se trató de buscar si existe ruptura estructural en el consumo de aceite. Como se han utilizado las desviaciones típicas robustas este análisis no es posible mediante el estadístico de Razón de Verosimilitudes de Quandt. A pesar de no poder determinarlo, se sospecha que sí que ha existido un cambio, como se ha comentado en el epígrafe 2.2, pero dado que es más relevante que el modelo sea válido este análisis no ha sido posible. En la figura 4.27 es posible observar cómo se ajustan los puntos relativamente bien a una línea recta. El gráfico Q-Q se trata de una verificación de normalidad descriptiva. Es posible, aunque poco probable, que los datos no sean normales a pesar de que las verificaciones descriptivas se satisfagan razonablemente (Salazar, 2006).

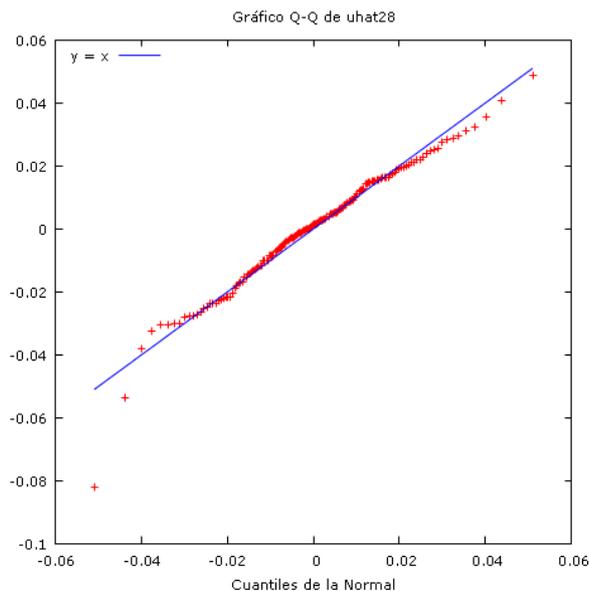


Figura 4.27: Gráfico Q-Q (P-P) de Gretl en el Modelo 6.

- **Contraste de Chow**

Una vez llegados a este modelo, se plantea la posibilidad de que la autocorrelación se haya generado porque no se ha especificado el cambio estructural que haya podido existir en el periodo estudiado. Se plantea en Gretl el contraste de Chow suponiendo un periodo de 2005:01 (si se observa la figura 2.3 se puede percibir un cambio a partir de dicha fecha)

```

Contraste QLR de cambio estructural -
Hipótesis nula: no hay cambio estructural
Estadístico de contraste: chi-cuadrado(7) = 0 en la observación 2003:11
con valor p asintótico = 0
  
```

Figura 4.28: Contraste de Chow sobre la ruptura estructural en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

A tenor de este resultado, se crea e introduce una nueva variable artificial para reflejar dicha ruptura denominada “crisis03_11” obteniendo el modelo que se presenta en el Anexo I (modelo 7). Este modelo aunque mejora en bondad del ajuste (log-verosimilitud y coeficiente de determinación corregido) empeora en los contrastes e impide su análisis: se ha generado heterocedasticidad en este modelo y si se observa el contraste de Breusch-Pagan en lugar del de Durbin-Watson sigue habiendo autocorrelación. Por lo que este modelo no se va a dar por válido. Por lo tanto, solo se puede concluir que sí se dio un cambio estructural en la demanda de aceite de oliva en España a partir de noviembre de 2003 pero no se tienen suficientes conocimientos para

determinar en cuál de los regresores afecta esta crisis (elasticidad precio, renta, cruzada...).

- **Hipótesis de significatividad conjunta**

Es importante realizar un contraste en el que la hipótesis nula es que ninguna de las variables explicativas influye en la respuesta frente a la alternativa de que al menos una variable es influyente, esto es, el análisis de la significatividad conjunta o de la varianza lo siguiente:

$$\begin{cases} H0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = \beta_8 = 0 \\ H1: \text{existe algún } \beta_i \neq 0 \end{cases}$$

El resultado se muestra en la figura 4.20 en la que según el valor p (de F) indica que se rechaza la hipótesis nula de que todos los regresores son nulos de forma simultánea. Valor p (de F): $5.4e-156 \approx 0$. Por lo tanto, $p\text{-valor} < 0,05$, se rechaza la hipótesis nula.

- **Hipótesis de significación individual**

Tan relevante como la significación conjunta es la individual. Igual que el anterior contraste, los p-valores están presentados en la figura 4.20 (modelo 6). En él, se puede observar como todos los regresores exceptuando el precio del aceite de girasol tienen una alta significatividad ($p\text{-valor} < 0,05$ y triple asterisco ***) en el que se contrasta:

$$\begin{cases} H0: \beta_i = 0 \\ H1: \beta_i \neq 0 \end{cases}$$

4.1.1 Aragón

En el caso de Aragón, de la misma manera que en España, se procederá por el método de incluir todas las variables e ir eliminando según su significatividad. En el Anexo II se encuentra el modelo 1 en el que se incluyen todas las variables disponibles con el consiguiente problema de colinealidad. Se retirarán estas variables cuando el valor supere 10 (indica colinealidad).

Factores de inflación de varianza (VIF)

Mínimo valor posible = 1.0

Valores mayores que 10.0 pueden indicar un problema de colinealidad

l_PA_Oliva	8.372
l_PA_Girasol	3.511
l_PA_Maiz	2.037
l_PA_semilla	2.321
l_PA_Orujo	7.441
l_P_Margarina	3.222
l_RentaDisponibleBruta	97.560
l_PIBapreciosdemercado	873.583
l_Gastoenconsumofinal	48.041
l_Poblacion	62.260
l_PIBpercapita	349.348
l_Gastopercapita	1.946

$VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2)$, donde $R(j)$ es el coeficiente de correlación múltiple entre la variable j y las demás variables independientes

Figura 4.29: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 1 (Ver Anexo II). Ventana de Gretl.

Coeficientes de correlación, usando las observaciones 2004:02 - 2014:07
(se ignoraron los valores ausentes)
valor crítico al 5% (a dos colas) = 0.1750 para n = 126

l_PA_Oliva	l_PA_Girasol	l_PA_Maiz	l_PA_semilla	l_PA_Orujo	
1.0000	-0.3555	-0.1843	-0.3219	0.6662	l_PA_Oliva
	1.0000	0.6279	0.2257	-0.0087	l_PA_Girasol
		1.0000	0.2382	0.1828	l_PA_Maiz
			1.0000	0.1477	l_PA_semilla
				1.0000	l_PA_Orujo
l_P_Margarina	l_RDB	l_PIBpm	l_Gtoconsfin	l_Poblacion	
0.0451	-0.1611	-0.1815	-0.2314	-0.4166	l_PA_Oliva
0.5547	0.6122	0.5688	0.6535	0.7205	l_PA_Girasol
0.5096	0.5795	0.5365	0.6028	0.6047	l_PA_Maiz
0.2821	0.5266	0.5126	0.4405	0.5282	l_PA_semilla
0.4562	0.4720	0.4651	0.4290	0.2541	l_PA_Orujo
1.0000	0.7358	0.7102	0.7446	0.7011	l_P_Margarin
	1.0000	0.9900	0.9599	0.9139	l_RDB
		1.0000	0.9614	0.9059	l_PIBpm
			1.0000	0.9486	l_Gtoconsfin
				1.0000	l_Poblacion
			l_PIBpc	l_Gastopc	
			-0.0564	0.5700	l_PA_Oliva
			0.4723	-0.1500	l_PA_Girasol
			0.4711	0.0084	l_PA_Maiz
			0.4699	0.0080	l_PA_semilla
			0.5403	0.5031	l_PA_Orujo
			0.6796	-0.0287	l_P_Margarin
			0.9637	0.0413	l_RDB
			0.9810	0.0019	l_PIBpm
			0.9061	-0.0483	l_Gtoconfin
			0.8112	-0.1304	l_Poblacion
			1.0000	0.0616	l_PIBpc
				1.0000	l_Gastopc

Figura 4.30: Matriz de correlación de los potenciales regresores en Aragón. Ventana de Gretl.

De las figuras 4.29 y 4.30, se deduce que existen variables que son combinación de otras ya incluidas, y por lo tanto, redundantes. Por lo tanto se retiran Renta Disponible Bruta, PIB a precios de mercado, gasto en consumo final, población y PIB per cápita, dejando como única variable que mide la riqueza el gasto per cápita, con el siguiente resultado:

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 2000:01-2014:12 (T = 61)
 Se han quitado las observaciones ausentes o incompletas: 119
 Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg

	<i>Coficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	7.08215	0.100971	70.1402	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.919931	0.0870843	-10.5637	<0.0001	***
l_PA_Girasol	0.0403476	0.0546043	0.7389	0.4632	
l_PA_Maiz	-0.0680484	0.0490606	-1.3870	0.1712	
l_PA_semilla	0.0181687	0.0246608	0.7367	0.4645	
l_PA_Orujo	-0.00344414	0.0680819	-0.0506	0.9598	
l_P_Margarina	0.0663448	0.0819556	0.8095	0.4218	
l_Gastopercapita	0.955411	0.040448	23.6207	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	6.950537	D.T. de la vble. dep.		0.193966	
Suma de cuad. residuos	0.164862	D.T. de la regresión		0.055773	
R-cuadrado	0.926967	R-cuadrado corregido		0.917321	
F(7, 53)	96.10003	Valor p (de F)		8.12e-28	
Log-verosimilitud	93.80711	Criterio de Akaike		-171.6142	
Criterio de Schwarz	-154.7272	Crit. de Hannan-Quinn		-164.9960	

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 24
 (l_PA_Orujo)

Figura 4.31: Modelo 2 MCO en el MLG, Aragón. Gretl.

Se comprueba si se han corregido los problemas de colinealidad:

Factores de inflación de varianza (VIF)

Mínimo valor posible = 1.0
 Valores mayores que 10.0 pueden indicar un problema de colinealidad

l_PA_Oliva	3.848
l_PA_Girasol	2.314
l_PA_Maiz	1.860
l_PA_semilla	1.588
l_PA_Orujo	3.499
l_P_Margarina	2.383
l_Gastopercapita	1.758

VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), donde R(j) es el coeficiente de correlación múltiple entre la variable j y las demás variables independientes

Figura 4.32: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 2. Ventana de Gretl.

En base a la figura 4.31, se observa que hay varios precios que resultan irrelevantes para la explicación de la demanda de aceite de oliva, se realiza el siguiente contraste:

Conjunto de restricciones

- 1: b[l_PA_Maiz] = 0
- 2: b[l_PA_semilla] = 0
- 3: b[l_PA_Orujo] = 0
- 4: b[l_P_Margarina] = 0

Estadístico de contraste: $F(4, 53) = 0.812826$, con valor $p = 0.522645$

Figura 4.33: Contraste de restricciones lineales sobre el Modelo2. Ventana de Gretl.

Con el resultado obtenido en la figura 4.32, se retiran estas cuatro variables porque se ha comprobado que no son significativas, llegando así al modelo 3.

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 2000:01-2014:12 (T = 180)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	7.17022	0.0227136	315.6795	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.971567	0.025872	-37.5528	<0.0001	***
l_PA_Girasol	-0.0258516	0.0185471	-1.3938	0.1651	
l_Gastopercapita	0.985331	0.016736	58.8748	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	6.980626	D.T. de la vble. dep.		0.233916	
Suma de cuad. residuos	0.460940	D.T. de la regresión		0.051176	
R-cuadrado	0.952938	R-cuadrado corregido		0.952136	
F(3, 176)	1187.911	Valor p (de F)		1.6e-116	
Log-verosimilitud	281.6610	Criterio de Akaike		-555.3221	
Criterio de Schwarz	-542.5502	Crit. de Hannan-Quinn		-550.1436	
rho	0.288705	Durbin-Watson		1.418153	

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 21 (l_PA_Girasol)

Figura 4.34: Modelo 3 MCO en el MLG, Aragón. Gretl.

En el modelo 3 se observa que cuenta con un coeficiente de determinación corregido cercano a la unidad (95,21%), es decir, que la capacidad del modelo explicativo es alta. A tenor de los resultados, se procede a contrastar el resto de hipótesis del MLG (forma funcional, hipótesis de homocedasticidad, hipótesis de no autocorrelación, hipótesis de normalidad y análisis de los residuos) para dar por bueno el modelo estimado.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET -
 Hipótesis nula: La especificación es adecuada
 Estadístico de contraste: $F(2, 174) = 6.23466$
 con valor $p = P(F(2, 174) > 6.23466) = 0.00242628$

Figura 4.35: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 3. Ventana de Gretl.

El resto de contrastes realizados en relación al modelo 3 se encuentran en el Anexo II. No podría darse como válido el modelo ya que ningún contraste sale correctamente. Se observan los residuos en la figura 4.36 y se introduce una variable ficticia para suavizar el efecto del mencionado “febrero” en el estudio del caso de España.

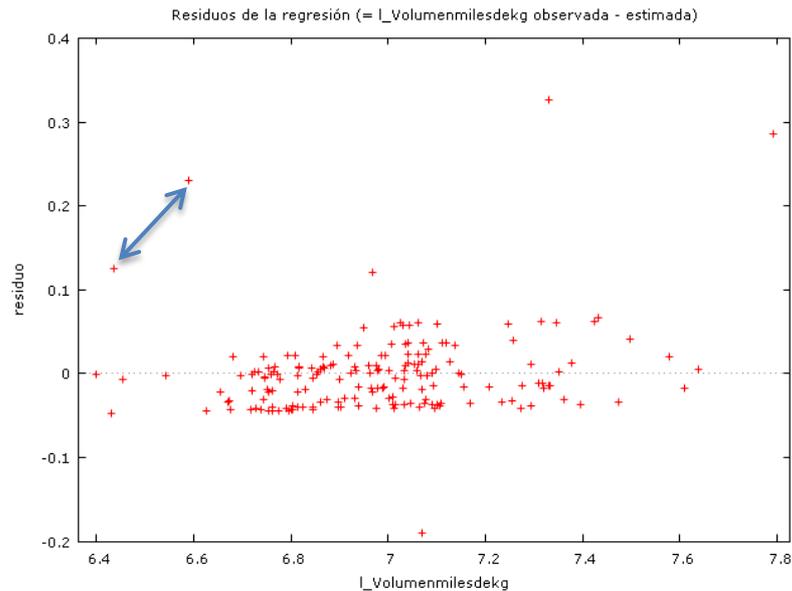


Figura 4.36: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 3.

De la misma manera que ha ocurrido en España, algo sucedió en 2000:02 y 2001:02, puede apreciarse en los residuos que están en la parte superior izquierda. Se crea una variable ficticia, como en el caso de España, para intentar evitar que estos residuos condicionen del resto y así mejorar la heteroscedasticidad. Se introduce junto con el retardo de orden 1 (*l_Volmilesdekg_1*) para ver si son mejores los resultados de los contrastes:

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 2000:02-2014:12 (T = 179)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
	<i>Coficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	6.95837	0.115983	59.9948	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.989383	0.0253713	-38.9962	<0.0001	***
l_PA_Girasol	-0.00980502	0.017393	-0.5637	0.5737	
l_Gastopercapita	1.00305	0.0168389	59.5671	<0.0001	***
febrero2	0.197924	0.0357828	5.5313	<0.0001	***
l_Volmilesdekg_1	0.0305858	0.0158938	1.9244	0.0559	*
Media de la vble. dep.	6.980338	D.T. de la vble. dep.		0.234540	
Suma de cuad. residuos	0.378753	D.T. de la regresión		0.046790	
R-cuadrado	0.961319	R-cuadrado corregido		0.960201	
F(5, 173)	859.8860	Valor p (de F)		3.8e-120	
Log-verosimilitud	297.1739	Criterio de Akaike		-582.3479	
Criterio de Schwarz	-563.2236	Crit. de Hannan-Quinn		-574.5931	
rho	0.368857	h de Durbin		5.050474	
Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 21					
(l_PA_Girasol)					

Figura 4.37: Modelo 4 MCO en el MLG, Aragón. Gretl.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET - Hipótesis nula: La especificación es adecuada Estadístico de contraste: $F(2, 171) = 0.373962$ con valor $p = P(F(2, 171) > 0.373962) = 0.688565$
--

Figura 4.38: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 4. Ventana de Gretl.

- **Heterocedasticidad**

Contraste de heterocedasticidad de White - Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad Estadístico de contraste: $LM = 11.8408$ con valor $p = P(\text{Chi-cuadrado}(16) > 11.8408) = 0.754862$
--

Figura 4.39: Contraste de White en el Modelo 4. Ventana de Gretl.

El resto de contrastes se encuentran en el Anexo II, sigue incumpléndose la no autocorrelación y la distribución normal de los residuos. Se prueba a introducir retardos de orden 12 y 24 en un nuevo modelo que se encuentra en el Anexo II (modelo 5), pero se puede observar como no son significativas y los contrastes empeoran exceptuando el Reset que mejora ligeramente. Por lo tanto se desecha esta opción y se regresa al Modelo 4. Dado que sigue incumpliendo la no autocorrelación y en principio no hay manera (con las técnicas conocidas por un Graduado en ADE) de solventarla, se utiliza en la Estimación Mínimo Cuadrática las desviaciones típicas robustas, visible en la figura 4.40, para que al menos los coeficientes sean contrastables en significatividad (estadístico t) y a pesar de que se incumpla el supuesto de no autocorrelación se pueda continuar el análisis:

Modelo 6: MCO, usando las observaciones 2000:02-2014:12 (T = 179)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)					
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	6.95837	0.0969425	71.7784	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.989383	0.0270894	-36.5228	<0.0001	***
l_PA_Girasol	-0.00980502	0.022315	-0.4394	0.6609	
l_Gastopercapita	1.00305	0.0226274	44.3288	<0.0001	***
febrero2	0.197924	0.0425921	4.6470	<0.0001	***
l_Volmilesdekg_1	0.0305858	0.0135686	2.2542	0.0254	**
Media de la vble. dep.	6.980338	D.T. de la vble. dep.	0.234540		
Suma de cuad. residuos	0.378753	D.T. de la regresión	0.046790		
R-cuadrado	0.961319	R-cuadrado corregido	0.960201		
F(5, 173)	458.8785	Valor p (de F)	8.07e-98		
Log-verosimilitud	297.1739	Criterio de Akaike	-582.3479		
Criterio de Schwarz	-563.2236	Crit. de Hannan-Quinn	-574.5931		
rho	0.368857	h de Durbin	5.018350		

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 21 (l_PA_Girasol)

Figura 4.40: Modelo 6 MCO en el MLG, Aragón. Gretl.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET -
 Hipótesis nula: La especificación es adecuada
 Estadístico de contraste: $F(2, 171) = 0.373962$
 con valor p = $P(F(2, 171) > 0.373962) = 0.688565$

Figura 4.41: Contraste de forma funcional de RESET en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

- **Heterocedasticidad**

Contraste de heterocedasticidad de White -
 Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
 Estadístico de contraste: LM = 11.8408
 con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(16) > 11.8408) = 0.754862$

Figura 4.42: Contraste de White en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

Los dos primeros test realizados salen correctos, no es posible rechazar la hipótesis nula, por lo que se afirma la adecuación de la forma del modelo y que no presenta heterocedasticidad. En cuanto a los de autocorrelación y distribución de los residuos, salen mal, se rechazan las hipótesis nulas ya que $p\text{-valor} < 0,05$, están incluidos en el Anexo II.

- **No autocorrelación**

Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 1 -

Hipótesis nula: no hay autocorrelación
Estadístico de contraste: LMF = 28.8783
con valor $p = P(F(1,172) > 28.8783) = 2.47832e-007$

Figura 4.43: Contraste de Breusch-Godfrey en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

- **Distribución de los residuos**

Contraste de normalidad de los residuos -
Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente
Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 84.5605
con valor $p = 4.34434e-019$

Figura 4.44: Contraste sobre la distribución normal de los residuos en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

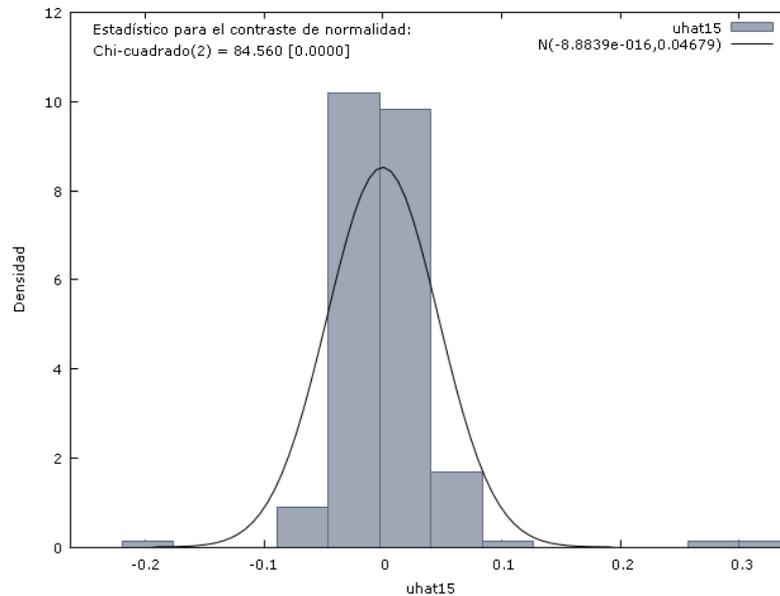


Figura 4.45: Gráfico de Gretl sobre la distribución de los residuos en el Modelo 6.

Se puede observar en las figuras 4.43 y 4.44, que los p -valores de los contrastes BG y JV hacen rechazar la hipótesis nula, sigue existiendo autocorrelación y por consiguiente, no distribución normal de los residuos, a pesar de la introducción de mejoras para evitar la relación entre residuos, esta no ha podido evitarse:

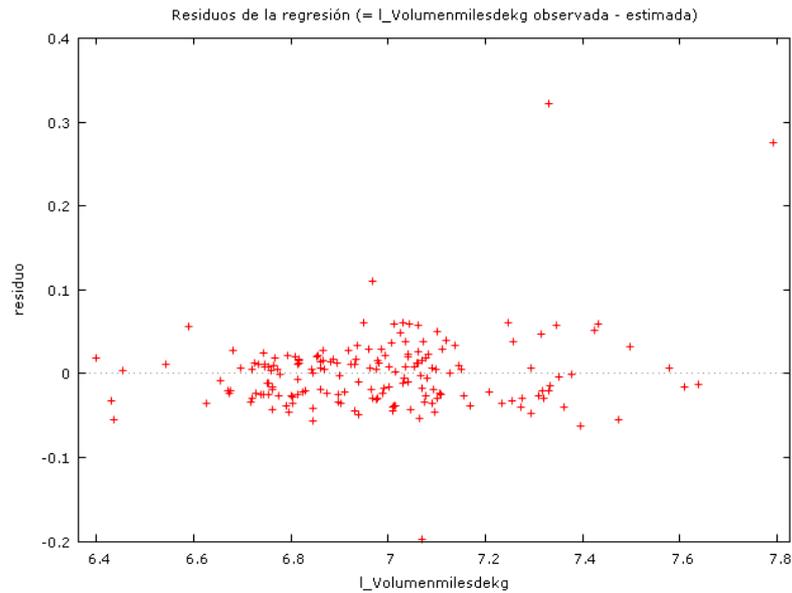


Figura 4.46: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 6.

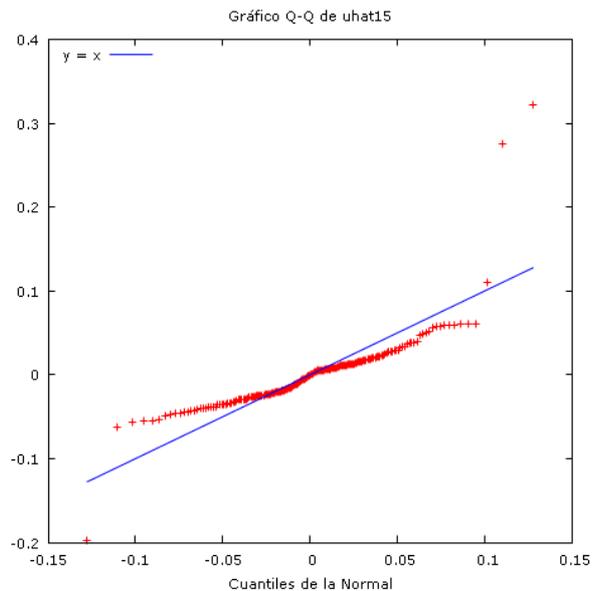


Figura 4.47: Gráfico Q-Q (P-P) de Gretl en el Modelo 6.

En el gráfico Q-Q no parece que el ajuste sea muy efectivo pero es lógico puesto que los datos no son normales. No ha sido posible mejorar el modelo por otras vías y ha quedado como definitivo el sexto modelo con las desviaciones típicas robustas que permiten contrastar los estadísticos t y p-valores de los regresores del modelo y así por lo menos, poder darles interpretación y ver su significación. Una de las posibilidades de esta autocorrelación puede ser por el cambio estructural que haya surgido y que no se ha especificado en el modelo, por lo que se va a contrastar con el contraste de Chow el periodo 2004:01.

- **Contraste de Chow**

Contraste QLR de cambio estructural -
 Hipótesis nula: no hay cambio estructural
 Estadístico de contraste: chi-cuadrado(5) = 0 en la observación 2002:03
 con valor p asintótico = 0

Figura 4.48: Contraste de Chow sobre la ruptura estructural en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

Se ha propuesto el mencionado periodo en Gretl y ha respondido que detecta el cambio estructural para el periodo 2002:03, por lo tanto, se crea una variable ficticia que refleje esta crisis llamada “crisis02_3” y se prueba en un nuevo modelo cuyos contrastes empeoran generando nuevos (Anexo II, modelo 7) y desechado su estudio. Ni siquiera “crisis02_3” sale significativa.

- **Hipótesis de significación conjunta e individual**

Los contrastes de significación individual y conjunta dan sentido a su influencia sobre la variable endógena y se pueden observar en la salida de la figura 4.40, en la que se verifica un valor p (de F) menor que 0,05, por lo tanto, son significativas en conjunto. En cuanto a la individual, se indica para cada regresor en su propia fila, en los que se aprecia que todos, a excepción del precio del aceite de girasol son altamente significativos (*p-valor*<0,05 y triple asterisco ***) menos en el retardo que es doble.

4.1.2 Cataluña

En Cataluña se va a repetir el proceso ya mencionado en los anteriores casos. En el Anexo III puede encontrarse el Modelo 1 que incluye todas las variables trabajadas en el estudio con el objeto de retirar aquellas que generan colinealidad:

Factores de inflación de varianza (VIF)

Mínimo valor posible = 1.0
 Valores mayores que 10.0 pueden indicar un problema de colinealidad

1_PA_Oliva	4.905
1_PA_Girasol	6.812
1_PA_Maiz	2.100
1_PA_semilla	2.525
1_PA_Orujo	3.241
1_P_Margarina	7.820
1_RentaDisponibleBruta	279.140
1_PIBapreciosdemercado	2378.036

l_Gastoenconsumofinal	175.893
l_Poblacion	108.222
l_PIBpercapita	658.202
l_Gastopercapita	1.950

VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), donde R(j) es el coeficiente de correlación múltiple entre la variable j y las demás variables independientes

Figura 4.49: Factores de inflación de la varianza en el Modelo 1 (Ver Anexo III). Ventana de Gretl.

Coeficientes de correlación, usando las observaciones 2002:03 - 2014:12
(se ignoraron los valores ausentes)
valor crítico al 5% (a dos colas) = 0.1582 para n = 154

l_PA_Oliva	l_PA_Girasol	l_PA_Maiz	l_PA_semilla	l_PA_Orujo	
1.0000	-0.3495	-0.2954	-0.4657	0.7590	l_PA_Oliva
	1.0000	0.6678	0.5009	-0.0994	l_PA_Girasol
		1.0000	0.3947	-0.0828	l_PA_Maiz
			1.0000	-0.2419	l_PA_semilla
				1.0000	l_PA_Orujo
l_P_Margarina	l_RDB	l_PIBpm	l_Gtoconsfin	l_Poblacion	
-0.4750	-0.1841	-0.0213	-0.1506	-0.3347	l_PA_Oliva
0.8358	0.6062	0.5011	0.6705	0.7019	l_PA_Girasol
0.6862	0.5424	0.4549	0.5696	0.6149	l_PA_Maiz
0.6287	0.5392	0.4491	0.4815	0.5706	l_PA_semilla
-0.2122	0.1524	0.2976	0.1703	-0.0078	l_PA_Orujo
1.0000	0.7380	0.6101	0.7540	0.8403	l_P_Margarin
	1.0000	0.9692	0.9836	0.9542	l_RDB
		1.0000	0.9521	0.8643	l_PIBpm
			1.0000	0.9591	l_Gtoconsfin
				1.0000	l_Poblacion
		l_PIBpc	l_Gastopc		
		0.1961	0.6576		l_PA_Oliva
		0.3006	-0.3991		l_PA_Girasol
		0.2837	-0.3061		l_PA_Maiz
		0.3009	-0.4354		l_PA_semilla
		0.4622	0.4458		l_PA_Orujo
		0.3758	-0.4533		l_P_Margarin
		0.8391	-0.2297		l_RDB
		0.9454	-0.1205		l_PIBpm
		0.8112	-0.2110		l_Gtoconsfin
		0.6566	-0.3257		l_Poblacion
		1.0000	0.0391		l_PIBpc
			1.0000		l_Gastopc

Figura 4.50: Matriz de correlación de los potenciales regresores en Cataluña. Ventana de Gretl.

Por estas dos evidencias se retiran: Renta Disponible Bruta, PIB a precios de mercado, Gasto en consumo final, Población y PIB per cápita, dejando como variable que mide la riqueza el Gasto per cápita, con el correspondiente resultado:

Modelo 2: MCO, usando las observaciones 2000:01-2014:12 (T = 120)
 Se han quitado las observaciones ausentes o incompletas: 60
 Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	8.66408	0.133407	64.9448	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.991528	0.088158	-11.2472	<0.0001	***
l_PA_Girasol	-0.0380154	0.0555121	-0.6848	0.4949	
l_PA_Maiz	0.0118517	0.0564607	0.2099	0.8341	
l_PA_semilla	0.0631954	0.0382644	1.6515	0.1014	
l_PA_Orujo	0.0314626	0.0517134	0.6084	0.5442	
l_P_Margarina	0.170061	0.0935972	1.8169	0.0719	*
l_Gastopercapita	0.858605	0.0406016	21.1471	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	8.590828	D.T. de la vble. dep.		0.143764	
Suma de cuad. residuos	0.462702	D.T. de la regresión		0.064275	
R-cuadrado	0.811871	R-cuadrado corregido		0.800112	
F(7, 112)	69.04783	Valor p (de F)		1.07e-37	
Log-verosimilitud	163.2172	Criterio de Akaike		-310.4344	
Criterio de Schwarz	-288.1345	Crit. de Hannan-Quinn		-301.3783	

Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 22 (l_PA_Maiz)

Figura 4.51: Modelo 2 MCO en MLG en Gretl, Cataluña.

Conjunto de restricciones

- 1: $b[l_PA_Maiz] = 0$
- 2: $b[l_PA_semilla] = 0$
- 3: $b[l_PA_Orujo] = 0$

Estadístico de contraste: $F(3, 112) = 1.09716$, con valor $p = 0.35347$

Figura 4.52: Contraste de restricciones lineales sobre Modelo 2. Ventana de Gretl.

Se retiran las tres anteriores por el resultado del p-valor en la figura 4.52:

Modelo 3: MCO, usando las observaciones 2000:01-2014:12 (T = 180)
 Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg

	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	8.30201	0.0661523	125.4984	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.818183	0.0390017	-20.9781	<0.0001	***
l_PA_Girasol	-0.0618454	0.0407115	-1.5191	0.1305	
l_P_Margarina	0.364495	0.0516556	7.0563	<0.0001	***
l_Gastopercapita	0.841713	0.0296162	28.4207	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	8.573370	D.T. de la vble. dep.		0.145211	
Suma de cuad. residuos	0.623360	D.T. de la regresión		0.059683	
R-cuadrado	0.834847	R-cuadrado corregido		0.831072	
F(4, 175)	221.1560	Valor p (de F)		2.72e-67	
Log-verosimilitud	254.4939	Criterio de Akaike		-498.9878	
Criterio de Schwarz	-483.0230	Crit. de Hannan-Quinn		-492.5148	
rho	0.235303	Durbin-Watson		1.528623	

Figura 4.53: Modelo 3 MCO en MLG en Gretl, Cataluña.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET -
Hipótesis nula: La especificación es adecuada
Estadístico de contraste: $F(2, 173) = 22.1477$
con valor $p = P(F(2, 173) > 22.1477) = 2.72961e-009$

Figura 4.54: Contraste de forma funcional de RESET en la Modelo 3. Ventana de Gretl.

De la misma manera que sale la forma funcional incorrecta, el resto de contrastes analizados, incluidos en el Anexo III, informan de que el modelo sigue siendo inválido ya que no cumple ningún supuesto del MLG.

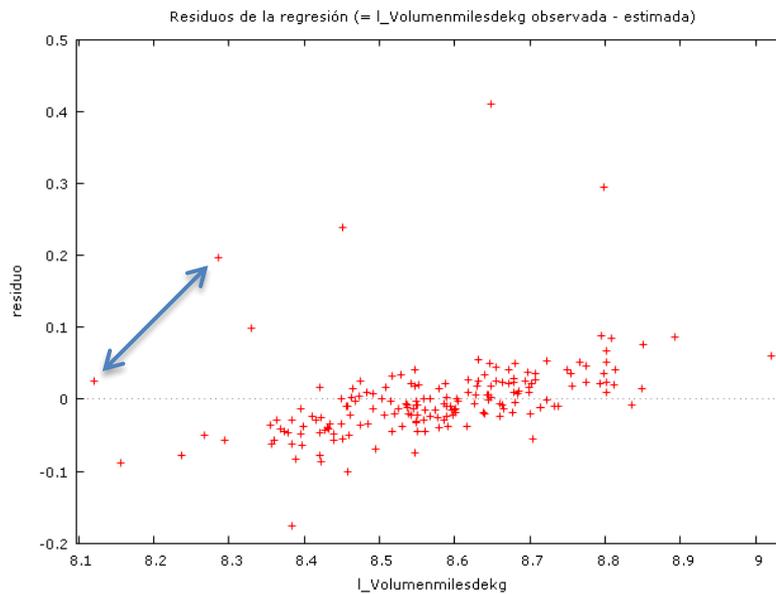


Figura 4.55: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 3.

Igual que ha ocurrido en Aragón, resalta que tanto para los periodos de 2000:02 y 2001:02 (señalados en la figura 4.55) sean de nuevo atípicos de nuevo. Dicho problema se va a intentar solventar de la misma manera, introduciendo una variable ficticia (febrero2) como en los anteriores casos además de la endógena retardada de orden uno (l_Volmilesdekg_1) en busca de mejorar los contrastes obtenidos en el modelo 3.

Modelo 4: MCO, usando las observaciones 2000:02-2014:12 (T = 179)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	7.61159	0.262621	28.9831	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.833662	0.0396493	-21.0259	<0.0001	***
l_PA_Girasol	-0.0492225	0.0396763	-1.2406	0.2164	
l_P_Margarina	0.356691	0.0521496	6.8398	<0.0001	***
l_Gastopercapita	0.858487	0.03111	27.5952	<0.0001	***
febrero2	0.123825	0.0449847	2.7526	0.0065	***
l_Volmilesdekg_1	0.0816497	0.0310707	2.6279	0.0094	***
Media de la vble. dep.	8.573493	D.T. de la vble. dep.		0.145609	
Suma de cuad. residuos	0.569890	D.T. de la regresión		0.057561	
R-cuadrado	0.848994	R-cuadrado corregido		0.843727	
F(6, 172)	161.1717	Valor p (de F)		6.85e-68	
Log-verosimilitud	260.6080	Criterio de Akaike		-507.2160	
Criterio de Schwarz	-484.9043	Crit. de Hannan-Quinn		-498.1687	
rho	0.190775	h de Durbin		2.806359	
Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 21 (l_PA_Girasol)					

Figura 4.56: Modelo 4 MCO en MLG en Gretl, Cataluña.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET -
 Hipótesis nula: La especificación es adecuada
 Estadístico de contraste: $F(2, 170) = 21.6031$
 con valor p = $P(F(2, 170) > 21.6031) = 4.36703e-009$

Figura 4.57: Contraste de forma funcional de RESET en la Modelo 4. Ventana de Gretl.

Puesto que el contraste Reset no sale bien (ni el resto), se incluyen en el Anexo III; se observan los residuos en la figura 4.58 y es sencillo comprobar que no son aleatorios. A pesar de ser ‘esencial’ el girasol como sustitutivo del aceite de oliva, al no ser significativo puede que esté estropeando el modelo. En el Anexo III, tras los contrastes del modelo 4 se incluyen varias opciones que se han probado para mejorar la forma funcional. Desde este modelo se realizaron diversas modificaciones en busca de mejorar la forma funcional: en primer lugar se eliminó el girasol por tener el p-valor más alto de todos los regresores (modelo 5), desde el 4, se elimina el precio de la margarina (modelo 6) sin mejora alguna y por último, si se eliminan ambos precios y únicamente se encuentra en el modelo el precio del aceite de oliva el contraste de Reset no permite rechazar la hipótesis nula y por tanto, la forma funcional es adecuada.

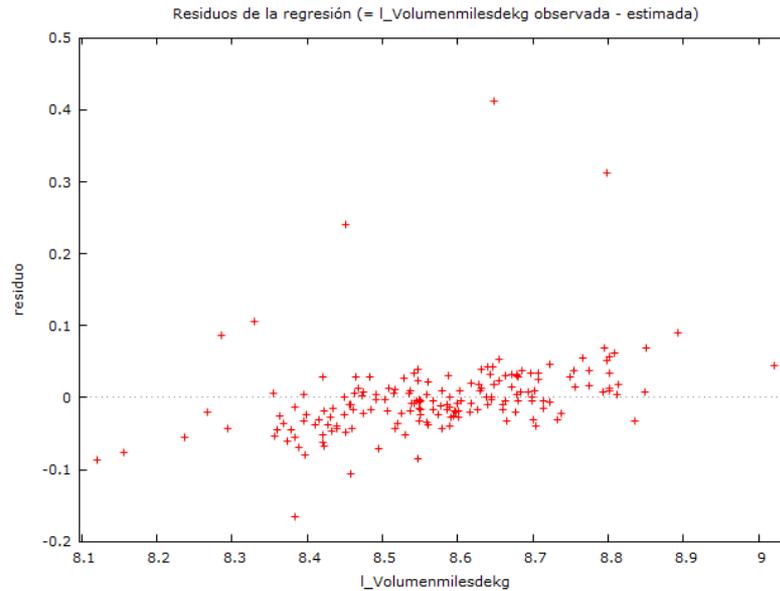


Figura 4.58: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 4.

Tras los modelos 5 y 6, se llega al modelo 7 en el que solo se encuentra el precio del aceite de oliva, el gasto per cápita, febrero2 y la endógena con retardo de orden 1 ($l_Volmilesdekg_1$). Cabe mencionar que en el modelo 7 Gretl advierte del alto p-valor de febrero2, se retira (modelo 8) y mejora considerablemente la forma funcional. Esto hace sospechar si debería haber sido retirada antes y se prueba en el modelo 5 y 6 con pésimos resultados, empeorando el resultado de los contrastes, se desechan dichos modelos. A continuación se presentan los resultados comentados:

Modelo 7: MCO, usando las observaciones 2000:02-2014:12 (T = 179)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
	<i>Coefficiente</i>	<i>Desv. Típica</i>	<i>Estadístico t</i>	<i>Valor p</i>	
const	7.24794	0.336017	21.5702	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.716843	0.0489644	-14.6401	<0.0001	***
l_Gastopercapita	0.77509	0.0388419	19.9550	<0.0001	***
febrero2	-0.0151432	0.0559042	-0.2709	0.7868	
l_Volmilesdekg_1	0.16528	0.038855	4.2538	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	8.573493	D.T. de la vble. dep.	0.145609		
Suma de cuad. residuos	0.968171	D.T. de la regresión	0.074594		
R-cuadrado	0.743460	R-cuadrado corregido	0.737563		
F(4, 174)	126.0644	Valor p (de F)	2.59e-50		
Log-verosimilitud	213.1760	Criterio de Akaike	-416.3521		
Criterio de Schwarz	-400.4152	Crit. de Hannan-Quinn	-409.8898		
rho	0.412516	h de Durbin	6.460662		
Sin considerar la constante, el valor p más alto fue el de la variable 33 (febrero2)					

Figura 4.59: Modelo 7 MCO en MLG en Gretl, Cataluña.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET -
 Hipótesis nula: La especificación es adecuada
 Estadístico de contraste: $F(2, 172) = 3.17555$
 con valor $p = P(F(2, 172) > 3.17555) = 0.0442311$

Figura 4.60: Contraste de forma funcional de RESET en la Modelo 7. Ventana de Gretl.

El resto de contrastes se encuentran en el Anexo III. Claramente ha aumentado el p-valor, pero aun así, se rechazaría la hipótesis nula por una décima (con un nivel de confianza del 95%), por lo que se prueba a retirar “febrero2” de este modelo como se ha mencionado en el párrafo anterior:

Modelo 8: MCO, usando las observaciones 2000:02-2014:12 (T = 179)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	7.25096	0.334941	21.6484	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.71982	0.0475884	-15.1260	<0.0001	***
l_Gastopercapita	0.778406	0.0367643	21.1729	<0.0001	***
l_Volmilesdekg_1	0.164943	0.0387321	4.2586	<0.0001	***
Media de la vble. dep.	8.573493	D.T. de la vble. dep.		0.145609	
Suma de cuad. residuos	0.968579	D.T. de la regresión		0.074396	
R-cuadrado	0.743352	R-cuadrado corregido		0.738952	
F(3, 175)	168.9561	Valor p (de F)		1.90e-51	
Log-verosimilitud	213.1383	Criterio de Akaike		-418.2766	
Criterio de Schwarz	-405.5271	Crit. de Hannan-Quinn		-413.1068	
rho	0.419378	h de Durbin		6.560452	

Figura 4.61: Modelo 8 MCO en MLG en Gretl, Cataluña.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET -
 Hipótesis nula: La especificación es adecuada
 Estadístico de contraste: $F(2, 173) = 1.15154$
 con valor $p = P(F(2, 173) > 1.15154) = 0.31856$

Figura 4.62: Contraste de forma funcional de RESET en la Modelo 8. Ventana de Gretl.

- **Heterocedasticidad**

Contraste de heterocedasticidad de White -
 Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
 Estadístico de contraste: LM = 13.0128
 con valor $p = P(\text{Chi-cuadrado}(9) > 13.0128) = 0.162026$

Figura 4.63: Contraste de White en el Modelo 8. Ventana de Gretl.

Se han incluido el resto de contrastes en el Anexo III ya que no salen correctos y se va a proceder por buscar un nuevo ajuste que permita contrastar la significatividad de las variables explicativas del modelo.

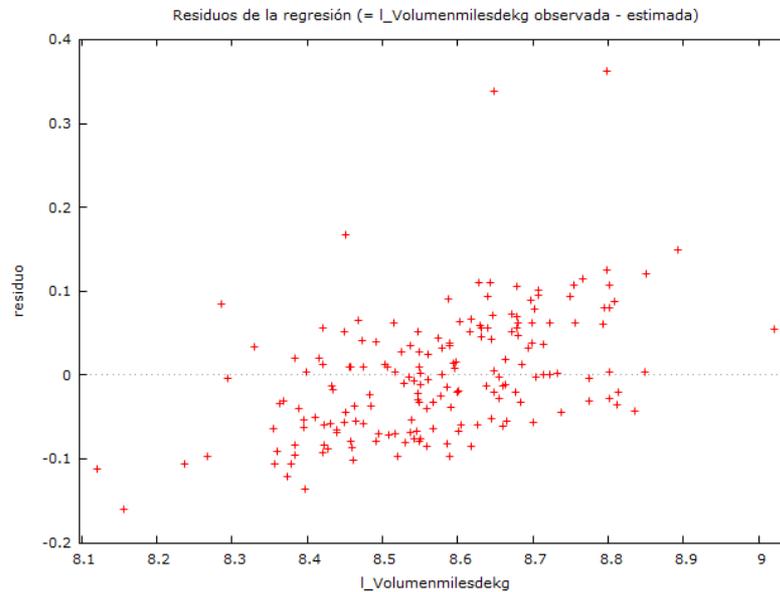


Figura 4.64: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 8.

A pesar de los problemas en algunos contrastes, es notable la mejora en la distribución de los residuos. A partir de este modelo poco se puede mejorar con los conocimientos que se tienen sobre Econometría básica. De la misma forma que para España y Aragón, se incluyen las desviaciones típicas robustas en la Estimación Mínimo Cuadrática Ordinaria con el fin de poder analizar los estadísticos t de los coeficientes de los regresores, y poder determinar su significatividad y su efecto real, ya que con el problema que nos genera la autocorrelación no es posible realizar inferencias sobre el modelo 8.

Modelo 9: MCO, usando las observaciones 2000:02-2014:12 (T = 179)					
Variable dependiente: l_Volumenmilesdekg					
Desviaciones típicas HAC, con ancho de banda 4 (Kernel de Bartlett)					
	Coeficiente	Desv. Típica	Estadístico t	Valor p	
const	7.25096	0.369126	19.6436	<0.0001	***
l_PA_Oliva	-0.71982	0.0740185	-9.7249	<0.0001	***
l_Gastopercapita	0.778406	0.0517872	15.0309	<0.0001	***
l_Volmilesdekg_1	0.164943	0.0424136	3.8889	0.0001	***
Media de la vble. dep.	8.573493	D.T. de la vble. dep.	0.145609		
Suma de cuad. residuos	0.968579	D.T. de la regresión	0.074396		
R-cuadrado	0.743352	R-cuadrado corregido	0.738952		
F(3, 175)	92.75004	Valor p (de F)	5.72e-36		
Log-verosimilitud	213.1383	Criterio de Akaike	-418.2766		
Criterio de Schwarz	-405.5271	Crit. de Hannan-Quinn	-413.1068		
rho	0.419378	h de Durbin	6.814261		

Figura 4.65: Modelo 9 MCO en MLG en Gretl, Cataluña.

- **Forma funcional**

Contraste de especificación RESET -
 Hipótesis nula: La especificación es adecuada
 Estadístico de contraste: $F(2, 173) = 1.15154$
 con valor p = $P(F(2, 173) > 1.15154) = 0.31856$

Figura 4.66: Contraste de forma funcional de RESET en la Modelo 9. Ventana de Gretl.

- **Heterocedasticidad**

Contraste de heterocedasticidad de White -
 Hipótesis nula: No hay heterocedasticidad
 Estadístico de contraste: $LM = 13.0128$
 con valor p = $P(\text{Chi-cuadrado}(9) > 13.0128) = 0.162026$

Figura 4.67: Contraste de White en el Modelo 9. Ventana de Gretl.

Ocurre igual que en el modelo anterior, se cumple la forma funcional y la homocedasticidad pero mantiene problemas de autocorrelación que han sido apoyados por las desviaciones típicas robustas para poder realizar inferencias sobre los regresores.

- **No autocorrelación**

Contraste LM de autocorrelación hasta el orden 1 -
 Hipótesis nula: no hay autocorrelación
 Estadístico de contraste: $LMF = 58.7366$
 con valor p = $P(F(1, 174) > 58.7366) = 1.21213e-012$

Figura 4.68: Contraste de Breusch-Godfrey en el Modelo 9. Ventana de Gretl.

- **Distribución de los residuos del modelo**

Contraste de normalidad de los residuos -
Hipótesis nula: el error se distribuye normalmente
Estadístico de contraste: Chi-cuadrado(2) = 31.8772
con valor p = 1.19662e-007

Figura 4.69: Contraste sobre la distribución normal de los residuos en el Modelo 9. Ventana de Gretl.

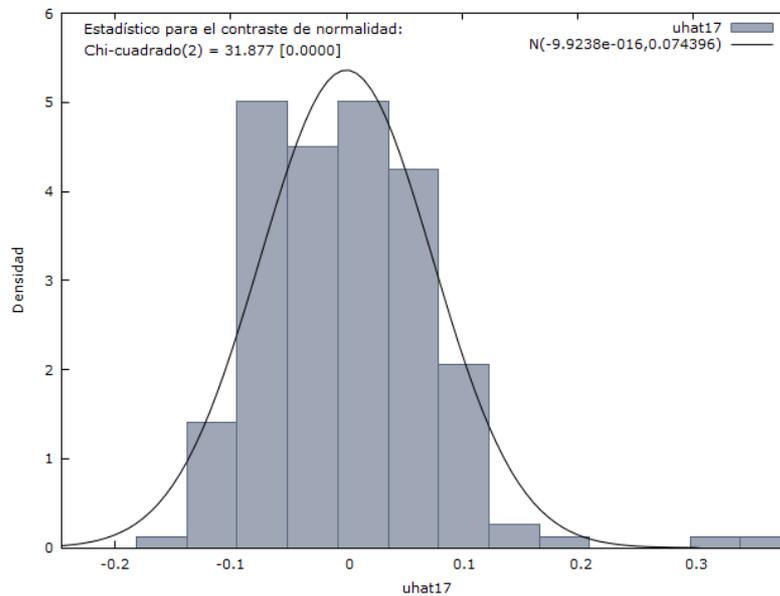


Figura 4.70: Gráfico de Gretl sobre la distribución de los residuos en el Modelo 9.

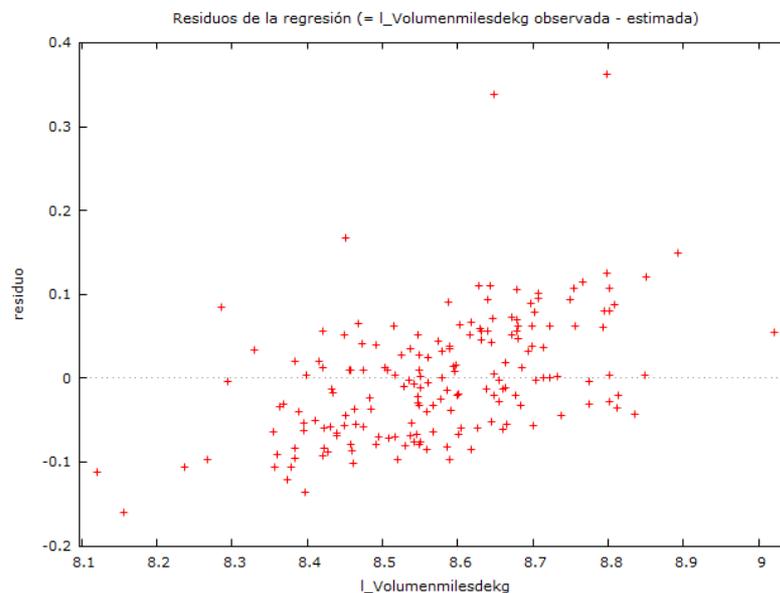


Figura 4.71: Gráfico de Gretl de residuos contra la variable endógena en el Modelo 8.

No es posible obtener un modelo que mejore en bondad del ajuste y mejore simultáneamente en los resultados de los contrastes, por lo que surge la misma hipótesis que en España y Aragón ¿sucedió un cambio estructural durante la serie de 2000 a

2014?. Para contrastar esta posibilidad, hay que introducir un periodo, se prueba 2004:01 a lo que responde el contraste de Chow

- **Contraste de Chow**

Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2004:01 -
Hipótesis nula: no hay cambio estructural
Estadístico de contraste asintótico: Chi-cuadrado(4) = 101.78
con valor p = 4.10944e-021

Figura 4.72: Contraste de Chow sobre la ruptura estructural en el Modelo 6. Ventana de Gretl.

Sobre el resultado expuesto en la figura 4.72 se reconoce la existencia de un cambio estructural en la demanda del aceite de oliva y se crea una variable dummy que refleje este cambio denominada “crisis04_01”. Dicha variable se introduce en un nuevo modelo que está incorporado al final del Anexo III.

El modelo 10 mejora notablemente en bondad del ajuste, aumentándolo en un 10% el coeficiente de determinación hasta el 82’84%. El problema del modelo es que incumple todas las hipótesis, como puede comprobarse en el Anexo III en el que todos los test realizados rechazan la hipótesis nula, por lo que se analizará el modelo el 9. Sobre el modelo 9 se realiza el gráfico Q-Q en la que se aprecia un mejor ajuste que en la anterior Comunidad Autónoma a pesar de no contar con un regresor de precio de un sustitutivo.

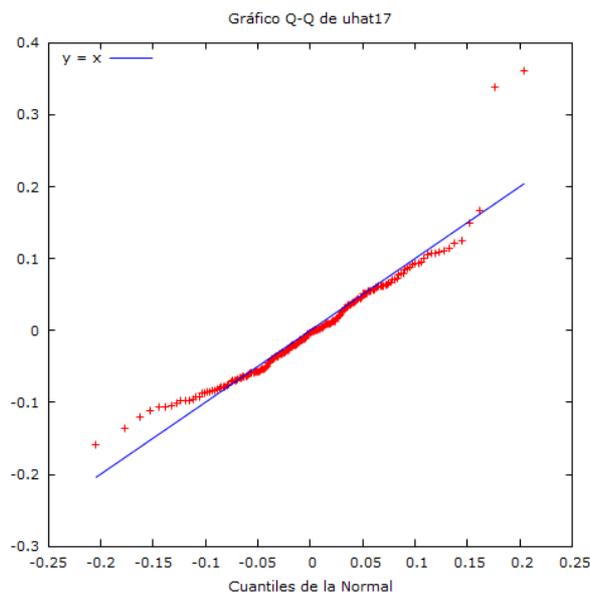


Figura 4.73: Gráfico Q-Q (P-P) de Gretl en el Modelo 9.

- **Hipótesis de significación conjunta e individual**

Esta contrastación se realiza en base a lo que muestra la figura 4.65. El valor p (de F) está muy por debajo de 0,05 por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de que todas las exógenas son nulas y se confirma su significatividad conjunta. Asimismo, todos los regresores son significativos individualmente, indicados con un $p\text{-valor} < 0,05$ y triple asterisco ***.

5 RESULTADOS E INTERPRETACIÓN

Se procede a continuación a explicar los resultados obtenidos tras el proceso exhaustivo de modelización.

5.1 RESULTADOS DE LOS MODELOS ANALIZADOS

El modelo econométrico para España queda determinado de la siguiente forma:

$$\ln D_{Oliva}(t) = 9,487 - 1,005 \ln PA_{Oliva}(t) + 0,005 \ln PA_{Girasol}(t) + 0,084 \ln PA_{Sem}(t) + 0,112 \ln PA_{Orujo} + 0,891 \ln Gasto_{PC}(t) + 0,13febrero + 0,115 \ln Volumen_{(t-24)} + u_{(t)} \quad (19)$$

La forma logarítmica de la ecuación permite su análisis mediante la elasticidad y la interpretación es que, para España, se observa una relación inversa entre el precio del aceite de oliva (PA_{Oliva}) y la cantidad demandada (D_{Oliva}), de manera que si el precio del producto aumenta en un 1% su efecto en la demanda es disminuirla en un 1,005%, lo que indica que la cantidad demandada varía en mayor proporción que el precio si aumenta en un 1% y reflejaría que al menos, para el total Nacional, el aceite de oliva según su elasticidad precio es un bien elástico. Es decir, cuando aumenta su precio los consumidores tratan de buscar otros sustitutos y se vende menos, es decir: $E_{PQ} > 1$.

En cuanto a los productos relacionados han salido tres aceites significativos en la serie analizada, todos se comportan como productos sustitutivos puesto que su relación es positiva a la demanda del aceite de oliva, concretamente, cuando el precio del aceite de girasol ($PA_{Girasol}$) aumenta en un 1% su efecto es aumentar la demanda del aceite de

oliva en un 0,005% , cuando aumenta en un 1% el precio del aceite de semillas, la demanda aumenta en un 0,084% y cuando aumenta en un 1% el precio del aceite de orujo de oliva (PA_{Orujo}) sube la demanda en un 0,112%. Se trata de productos sustitutivos dado que su elasticidad cruzada es positiva: $E_{xy} > 0$.

Por último, queda analizar la elasticidad renta, reflejada en el coeficiente del gasto per cápita ($Gasto_{PC}$), que informa sobre que ante aumentos de un 1% en el Gasto por persona, lleva a aumentar un 0,12% en la demanda del aceite de oliva. Según su signo, positivo, se trata de un bien normal, dentro del cual cabe distinguir que como su aumento es menor que la unidad, se trata para la demanda del total nacional como un bien normal, puesto que: $0 < E_Y < 1$.

La demanda del aceite de oliva, en el total nacional, se ve afectada por la demanda sucedida dos años antes, hecho que podría deberse a que familias cambian de dieta o de gustos, y al tratarse del comportamiento de toda una nación, su gran tamaño hace que el cambio de tendencia se ralentice y afecte más lo sucedido hace 2 años que el mes anterior.

En cuanto al efecto de la variable ficticia febrero, entre las posibles razones tendríamos que señalar la cuesta de enero y los 28 días que tiene febrero, razones que justificarían el enorme descenso que hay en la demanda de toda la serie de enero a febrero. Dado que los valores atípicos solo han sido de 2000 a 2002 y esto ocurre en toda la serie, es probable que esos años la caída en la demanda haya sido más agresiva.

En el caso de la Comunidad Autónoma de Aragón, la demanda quedaría explicada por la siguiente función:

$$\ln D_{Oliva(t)} = 6,958 - 0,989 \ln PA_{Oliva(t)} - 0,001 \ln PA_{Girasol(t)} + 1,003 \ln Gto_{PC(t)} + 0,198 febrero + 0,031 \ln Volumen_{(t-1)} + u_{(t)} \quad (20)$$

En esta forma, la interpretación de los coeficientes, igual que en España, es de elasticidades. En primer lugar, el precio del aceite de oliva (PA_{Oliva}) guarda una relación inversa con la demanda de la misma (D_{Oliva}), pero más suave que en el caso anterior, dado que su elasticidad es menor que la unidad, ante aumentos de un 1% en el

precio del bien, su demanda cae en un 0,989% lo que hace concluir que para los aragoneses este producto sería inelástico, es decir, les cuesta más renunciar a este producto ante aumentos en el precio: $E_{PQ} < 1$.

Por el lado de los productos relacionados únicamente encontramos el precio del aceite de girasol ($PA_{Girasol}$), cuya relación negativa con la demanda denota al aceite de girasol como un complementario del aceite de oliva. Si el precio del aceite de girasol crece un 1%, la demanda del aceite de oliva se reduce en un 0,001%. Su efecto es muy pequeño pero incumple la relación de productos sustitutivos que se esperaba con: $E_{xy} < 1$.

Sobre la elasticidad renta, ante aumentos en el gasto per cápita ($Gasto_{PC}$) de un 1% se produce un aumento más que proporcional en la demanda del aceite de oliva, que aumentaría en un 1,003%, lo cual denota un comportamiento para los aragoneses del aceite de oliva de bien de lujo: $E_Y > 1$. Dado el llamativo signo y el bajo coeficiente del precio del aceite de girasol se podría sospechar que el efecto de este producto y de la variable de renta se haya mezclado.

Por último quedaría por analizar el efecto de febrero, con la misma teoría que para España, el motivo de esos valores atípicos fácilmente responda a los veintiocho días de febrero y la cuesta de enero, más notable en la entrada de nuevo siglo. Esta similitud con la nación encaja con la idea de que para el sector del consumo la capital aragonesa se suele relacionar como la urbe que mejor representa la realidad española (Moratalla, 2014), ya que es de tamaño grande pero no inmenso y se encuentra entre Bilbao, Madrid y Barcelona. A pesar de su parecido, en Aragón solo salen atípicos febrero en los años 2000 y 2001.

En la función de demanda aragonesa afecta la ocurrida en el mes anterior, lo cual puede ser razonable, que los consumidores consuman en función de lo más reciente.

Por último, el modelo econométrico especificado para Cataluña es:

$$\ln D_{Oliva(t)} = 7,251 - 0,072 \ln PA_{Oliva(t)} + 0,778 \ln Gasto_{PC(t)} + 0,165 \ln Volumen_{(t-1)} + u_{(t)} \quad (21)$$

En esta función la forma logarítmica de sus regresores permite la interpretación de elasticidad de sus coeficientes, de tal manera que, cuando el precio del aceite de oliva (PA_{Oliva}) aumenta en un 1%, la demanda (D_{Oliva}) en Cataluña cae en un 0,072%, en menor proporción, lo cual conlleva a concluir que el aceite de oliva se comporta como un bien inelástico en esta Comunidad Autónoma, ya que su elasticidad precio es menor que la unidad: $E_{PQ} < 1$.

Además, para conseguir que la forma funcional del modelo fuese correcta, ha sido necesario eliminar los precios del resto de aceites aun siendo alguno significativo (pero sin el modelo válido no se puede asegurar su significatividad), por lo tanto, no se ha obtenido ningún producto sustitutivo al analizar las cifras catalanas.

Según su elasticidad renta, el gasto per cápita cuando aumenta en un 1% traslada su efecto positivo en la demanda del aceite de oliva aumentándola en un 0,778%, lo que indica que para el mercado catalán, el aceite de oliva se trata de un bien normal de primera necesidad, ya que: $0 < E_Y < 1$.

El regresor concluyente del modelo es el retardo de la demanda de primer orden, de la misma manera que en Aragón, al tratarse de zonas más concretas, los consumidores compran en función de lo consumido recientemente.

5.2 COMPARACIÓN ENTRE LOS MODELOS

En este punto se va a proceder a analizar similitudes y diferencias. Al parecer, hay similitudes entre parejas de zonas (España-Aragón, Aragón-Cataluña) pero no se ve una clara semejanza entre las tres. Para su visibilidad, se disponen las elasticidades en la tabla 5.1:

Tabla 5.1: Variación en la Demanda de aceite de oliva cuando sus parámetros permutan.

	ESPAÑA	ARAGÓN	CATALUÑA
PA Oliva	-1,01%	-0,99%	-0,07%
PA Girasol	0,01%	-0,001%	
PA Semilla	0,08%		
PA Orujo	0,11%		
Gasto PC	0,89%	1,00%	0,78%
Febrero	0,13%	0,20%	

Retardo Volumen	0,12%	0,03%	0,17%
<i>Orden retardo</i>	<i>24</i>	<i>1</i>	<i>1</i>

Fuente: Resultados obtenidos en Gretl de la serie 2000-2014 facilitada por MAGRAMA, 2016. Elaboración propia.

Dentro de la tabla es posible observar que se cumple la ley esencial de la demanda, cuando aumenta el precio del bien en cuestión, su demanda baja (signo negativo). La diferencia radica en que en España es más acentuada esta caída (más que proporcional), tanto que se califica al producto de bien elástico en contraposición al bien inelástico que supone en las Comunidades Autónomas.

Respecto a los productos relacionados no existe ninguna similitud entre las zonas estudiadas, dado que en España salen varios aceites como sustitutivos del aceite de oliva, en Aragón no se cumple esa relación y en Cataluña no ha sido posible encontrar ningún aceite que permitiese validar el modelo. Esto no supondría un problema, ya que se entiende que en cada región existen diferentes comportamientos en los consumidores.

En cuanto a la elasticidad renta en las tres es positiva lo que denota al aceite de oliva como un bien normal. No obstante, en Aragón su elasticidad supera la unidad, lo que hace pensar que se trata de un bien de lujo, es decir, ante aumentos en la riqueza su consumo crece en mayor proporción y en España y Cataluña se trata de un bien de primera necesidad.

Sobre la endógena y la variable ficticia hay poco que añadir. En la variable ficticia febrero se observa similitud con Aragón y en la endógena destaca el orden de retardo en el total nacional (orden 24), muy lejos del que afecta a las CCAA (primer orden).

Respecto al cambio estructural que se da en las zonas de estudio, se ha contrastado la hipótesis nula de que no había ruptura estructural en el periodo que se intuye por las figuras del capítulo 2.1 y 2.2 y en las tres zonas ha salido que se daba este cambio. Llama la atención que se haya detectado el cambio en la demanda en 2003:11 para España y para Aragón comenzando dos periodos más tarde 2004:01 en el caso de Cataluña. No se ha encontrado la razón de este cambio, pero es probable que se deba a la crisis financiera, puesto que la producción también cayó desde 2003 en España y Jaén (principal productor de aceite de oliva) y poco a poco se ha ido recuperando:

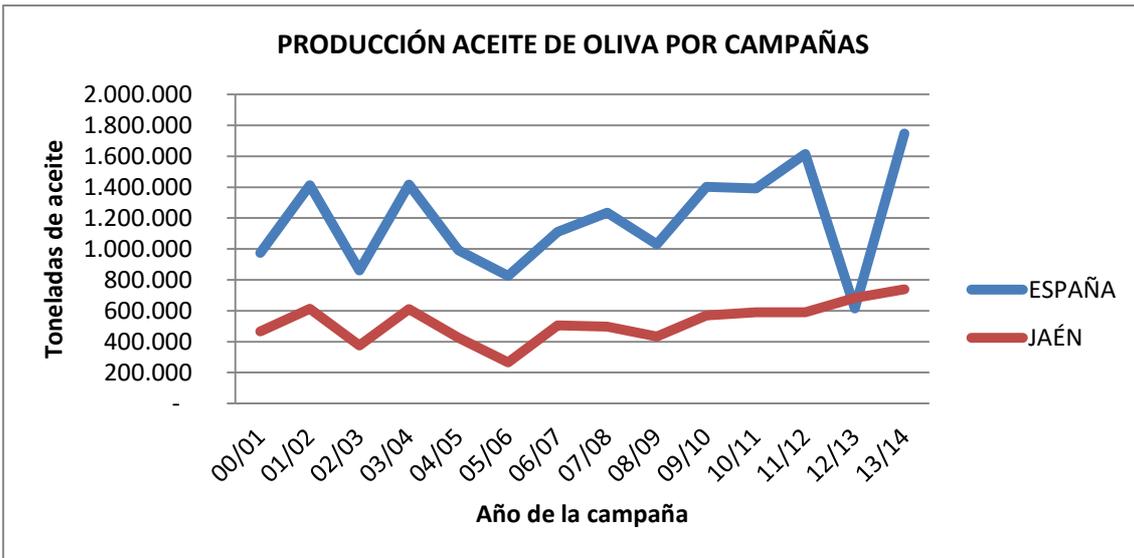


Figura 5.2: Producción de aceite de oliva por campañas (tn). Fuente: Diario de Jaén.es, Elaboración propia

Este hecho, la crisis también se refleja en los precios del aceite de oliva. En la figura 5.2 se aprecia el crecimiento que tiene a partir de 2004 y su posterior bajada:

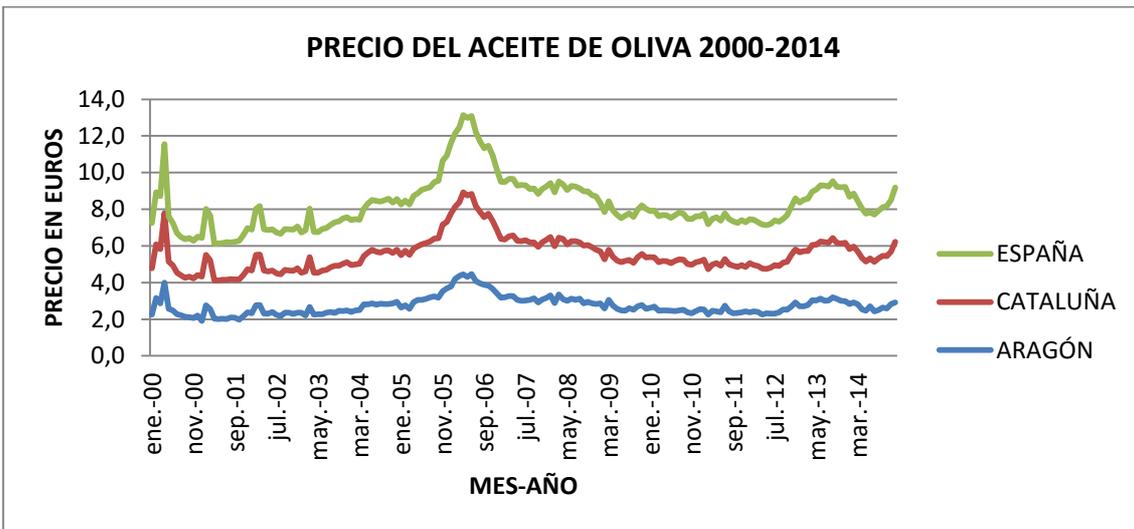


Figura 5.3: Precio del aceite de oliva según la zona en euros. Fuente: Serie de datos analizada; MAGRAMA, 2016. Elaboración propia.

La comparación concluye en que cada Comunidad Autónoma funciona de acuerdo a sus gustos y costumbres y por lo menos en este estudio, estas CCAA vecinas se comportan de manera semejante, pero es muy probable que haya diferencias con otras. Al mezclarse todas se obtiene la caracterización del mercado del aceite de oliva, que no guardará apenas relación con lo que ocurre en una CCAA concreta.

6 CONCLUSIONES

De acuerdo al análisis econométrico obtenido se puede concluir que la cantidad demandada de aceite de oliva, en todas las zonas estudiadas, está fuertemente ligada al precio del aceite de oliva, al gasto per cápita y a la cantidad demandada de aceite de oliva retardado en un mes (periodo), excepto en el caso nacional cuya influencia es de la cantidad demandada retardada en veinticuatro periodos.

Por otro lado, sobre los objetivos propuestos en el trabajo, han podido determinarse los modelos para cada zona, que éstos fuesen válidos y que cumplieran la ley de la demanda. Dentro de los objetivos particulares, se han extraído de los coeficientes la elasticidad precio, elasticidad cruzada y elasticidad renta en el mercado del aceite de oliva y se ha determinado su efecto de manera porcentual ante cambios en las exógenas.

En cuanto a las hipótesis microeconómicas, la relación inversa entre la demanda y el precio del aceite de oliva se cumple en los tres modelos y también que está determinada por los precios de otros aceites, salvo en Cataluña donde no se ha podido establecer ningún aceite como sustitutivo del aceite de oliva ya que no permitía la validación del modelos.

El único objetivo que no ha podido cumplirse ha sido el de determinar si existe un cambio estructural en el consumo de aceite de oliva: cuándo estalló, de qué manera afectó y cómo ocurrió en cada zona. La limitación de trabajar con meses (estacionalidad) en series temporales ha obligado a realizar el modelo Mínimo Cuadrático Ordinario junto a desviaciones típicas robustas para que los problemas de autocorrelación que genera esta serie estacionalizada se solventasen y así poder contrastar la significatividad de los parámetros de cada modelo y el significado de su coeficiente. Al incluir dichas desviaciones, el contraste de Razón de Verosimilitudes de Quandt no tiene cabida y se descartó su estudio.

En cuanto a los modelos obtenidos, aun introduciendo variables ficticias y desviaciones típicas robustas no se ha podido resolver el problema de la normalidad en la distribución de los residuos así como la autocorrelación de los mismos. Por tanto, en ningún modelo

se ha obtenido el cumplimiento íntegro de los supuestos del Modelo Lineal General y esto impide abordar inferencias en el mismo ni realizar conclusiones legítimas a partir del ajuste realizado. Sin embargo, se ha obviado este problema para poder interpretar los distintos test sobre los parámetros y los modelos.

7 BIBLIOGRAFÍA

AZNAR GRASA, A. y GARCÍA FERRER, A. (1991). “Multicolinealidad y errores de especificación” en *Aznar Grasa, A., García Ferrer, A. Problemas de Econometría*. Madrid: Pirámide, pp. 186-187.

BANSBACK, B. (1995). “Towards a Broader Understanding of Meat Demand” en *Journal of Agricultural Economics*, nº 46, pp. 287-308.

BESCH, M. (1980). “Erklärung und Prognosen des Konsumentenverhaltens bei Nahrungsmitteln mit Hilfe von Einstellungsmessungen” en *Besch, M. Prognose und Prognosekontrolle*. Bonn: Münster- Hiltrup. vol. 17, pp. 471-493.

DÍEZ NICOLÁS, J. y PUYOL ANTOLÍN, R. (1997). “La estructura de los hogares españoles” en *Díez Nicolás, J. Dinámica de la Población en España*. Madrid: Síntesis, pp. 145-166.

FERGUSON, C. E. y GOULD, J. P. (1989). *Teoría Microeconómica*. México: McGraw Hill.

FERNÁNDEZ GALLASTEGUI, A. (2005). “El modelo de regresión lineal general: restricciones y contrastes” y “El modelo de regresión lineal: diagnóstico y utilización” en *Fernández Gallastegui, A. Econometría*. Madrid: Prentice Hall, pp. 73-102, 121-135.

GARCÍA GONZÁLEZ, J. M. (2014). “¿Por qué vivimos más? Descomposición por causa de la esperanza de vida española de 1980-2009” en *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, nº148, pp. 39-59.

GARCÍA TEJERINA, I. (MAGRAMA) (2015). Clausura del ciclo “Aceites de Oliva: diálogos saludables”. Madrid: 7 de octubre, pp. 1-2.

GIL, J. M., DHEHIBI B., ANGULO A. M., (2001). “La demanda de carnes y pescados en Túnez: un enfoque dinámico” en *Estudios Agrosociales y Pesqueros*, nº 190, pp. 223-244.

HERNÁNDEZ ROSAS, W. (2010). *Estudio econométrico del aguacate mexicano de exportación*. Tesis. Universidad de Chapingo.

KLEIN, L. R. (1962). *An Introduction to Econometrics*. Helsinki: Prentice Hall.

JOHNSTON, J. (1987). *Métodos Económicos*. Barcelona: Vicens Vives.

MADDALA, G. S. (1977). *Econometrics*. New York: McGraw-Hill.

MADDALA, G. S. (1992). *Introduction to Econometrics*. New Jersey: Prentice-Hall.

MARTÍNEZ GARCÍA, J. S. (2013). *Estructura social y desigualdad en España*. Madrid: Libros de la Catarata.

MAGRAMA, Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente (2015). *Informe del consumo y alimentación en España de 2014*. <http://www.magrama.gob.es/es/alimentacion/temas/consumo-y-comercializacion-y-distribucion-alimentaria/informeconsumoalimentacion2014_tcm7-382148.pdf> [Consulta: 8 de abril 2016].

MENÉNDEZ J. A., R. COLOMER, VELLON, L., LUPU R. (2005) “Oleic acid, the main monounsaturated fatty acid of olive oil, suppresses Her-2/neu (erbB-2) expression and synergistically enhances the growth inhibitory effects of trastuzumab in breast cancer cells with Her 2/neu oncogene amplification”. en *Annals of oncology*, vol. 16, pp. 459-473.

MILI, S., MAHLAU, M., H. P. FURITSCH (1998). “Hábitos de consumo y demanda de productos cárnicos en España” en *Economía Agraria*, n.º 182, pp. 131-166.

MORATALLA, M. (2014). “Motivos por los que Zaragoza es conejillo de indias para probar nuevos productos en España” en *Voz pópuli*. Madrid: 23 de noviembre.

MUÑOZ CABANES, A. (2007). *Econometría aplicada*. Madrid: Ediasa.

NATIONAL INSTITUTE ON AGING OF THE U.S., (2012). “The search of Alzheimer’s Prevention Strategies” en Mediterranean Diet and Age Related Cognitive Decline”

<https://www.nia.nih.gov/sites/default/files/preventing_alzheimers_disease_0.pdf>

[Consulta: 26 de marzo 2016].

NELDER, J. A., MCCULLAGH, P. (1989). *Generalized Linear Models*. Florida: Chapman & Hall.

NELDER, J. A. y WEDDERBURN, R. (1972). “Generalized Linear Models” en *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 135, pp. 370–384.

NETER, J., WASSERMAN, W. AND KUTNER, M. H. (1990). *Applied Linear Statistical Models*. Boston: AbeBooks.

NOVALES, A. (1993). *Econometría*. Madrid: McGraw-Hill.

PARKIN M., ESQUIVEL, G., ÁVALOS, M. (1995). *Microeconomía*. México: Addison-Wesley (Pearson).

PÉREZ, J. y PUYOL ANTOLÍN, R. (2006). “Pasado, presente y futuro de la predicción económica en España” en Pérez, J. *Guía para usuarios de predicciones económicas*. Madrid: Editorial del Economista, pp. 31-52.

PINDYCK, R. S. y RUBINFELD D. L. (1999), *Microeconomía*. Madrid: Prentice Hall.

PULIDO, A. (2005). “Introducción a los modelos económicos mundiales” en *Revista de Economía Mundial*. nº 13, pp. 53-55.

PULIDO, A. (1983). *Modelos econométrico y su utilización*. Madrid: Pirámide.

PULIDO SAN ROMÁN, A. y PÉREZ GARCÍA, J. (2001). “Existencia de autocorrelación” en Pulido San Román, A. y Pérez García J. *Modelos econométricos*. Madrid: Pirámide, pp. 545-548.

RANDI FRANCISCO, C. M. (2007). *Estudio econométrico del mercado de limón Mexicano en México (1980-2006)*. Tesis. Universidad de Chapingo.

SALAZAR GONZÁLEZ, J. J., (2006). *Métodos descriptivos para determinar la normalidad*. Tenerife: Universidad de La Laguna <<https://jjsalaza.webs.ull.es/MEI/Practica5/practica5.pdf>> [Consulta: 20 junio de 2016]

SYA'AD AFIFUDDIN, S., ZULKIFLI S., FAUZI M.H., MOHAMMAD, A (1996) “Un análisis econométrico de la industria del aceite de palma en Indonesia.” en *Palmas*, vol. 17, n° 465, pp. 69-74.

URIEL JIMÉNEZ, E. y PEIRÓ, A. (2000). *Introducción al análisis de series*. Valencia: AC.

VALERIO, M. (2015). “Aceite de oliva protege contra el cáncer de mama” en *El Mundo*. Madrid: 15 de septiembre.

WALTER, J. y MAMANI, T. (2006). “El Fondo de Estabilidad de Precios y sus efectos en el bienestar: el mercado del aceite de palma en Indonesia.” en *Comercio Exterior*, vol. 59 n° 3, pp. 232-244.

ZAMORA LÓPEZ, F. y PUYOL ANTOLÍN, R. (1997). “El futuro de la población española” en *Zamora López, F. Dinámica de la Población en España*. Madrid: Síntesis, pp. 357-388.