



UNIVERSIDAD DE LAS PALMAS DE GRAN CANARIA
Facultad de Economía, Empresa y Turismo



GRADO EN ECONOMÍA

Efectos del copago farmacéutico sobre el consumo de medicamentos en Canarias

Trabajo de Fin de Título presentado por:

Alejandro Ojeda Báez

DNI:45346138-M

Fdo: Alejandro Ojeda Báez

Las Palmas de Gran Canaria, a 7 de JUNIO de 2016.

ÍNDICE DE CONTENIDOS	Páginas
1. Introducción y objetivos.....	5
2. Antecedentes.....	7
3. Metodología.....	8
3.1 Datos.....	8
3.1.1 Cálculo del error de muestreo.....	9
3.2 Modelos.....	12
3.2.1 Modelos para el gasto.....	12
3.2.1.1 Efectos fijos.....	13
3.2.1.2 Efectos aleatorios.....	14
3.2.2 Modelos para el consumo de medicamentos.....	15
3.2.2.1 Efectos fijos.....	15
3.2.2.2 Efectos aleatorios.....	16
3.3 Cálculo de la elasticidad-precio de la demanda.....	16
4. Resultados.....	17
4.1 Modelos de gasto.....	20
4.1.1 Efectos fijos.....	20
4.1.2 Efectos aleatorios.....	26
4.2 Modelos de demanda de medicamentos.....	28
4.2.1 Efectos fijos.....	28
4.2.2 Efectos aleatorios.....	33
4.3 Elasticidad-precio de la demanda.....	36
5. Conclusiones.....	37
Referencias bibliográficas.....	40

ÍNDICE DE TABLAS

Páginas

Tabla 1. Cálculo del error de muestreo.....	10
Tabla 2. Definición de las variables que forman la base de datos.....	11
Tabla 3. Interpretación de los parámetros del modelo de efectos fijos para el gasto.....	13
Tabla 4. Interpretación de los efectos del RD. Modelo de gasto.....	14
Tabla 5. Interpretación de los nuevos parámetros del modelo de efectos aleatorios.....	15
Tabla 6. Estadísticos descriptivos de las variables cuantitativas.....	18
Tabla 7. Estadísticos descriptivos de las variables cualitativas.....	18
Tabla 8. Número de consumidores, gasto y consumo de recetas para los cuatro grupos ATC.....	19
Tabla 9. Resultados de la estimación de los modelo de gasto por efectos fijos para los cuatro grupos de medicamentos.....	20
Tabla 10. Estimación del efecto neto del Real Decreto en el gasto según el modelo de efectos fijos	23
Tabla 11. Resultados de la estimación de los modelo de gasto por efectos aleatorios para los cuatro grupos de medicamentos.....	26
Tabla 12. Resultados de la estimación de los modelos de cantidades consumidas de medicamentos por efectos fijos para los cuatro grupos de medicamentos.....	28
Tabla 13. Estimación del efecto neto del Real Decreto en el consumo de medicamentos según el modelo de efectos fijos.....	30
Tabla 14. Resultados de la estimación de los modelos de cantidades consumidas de medicamentos por efectos aleatorios para los cuatro grupos de medicamentos.....	34
Tabla 15. Consumo y precio medio de medicamentos para activos y pensionistas los trimestres 4,5 y 8.....	36
Tabla 16. Estimación de los cambios a corto y a largo plazo en el consumo y gasto en los cuatro tipos de medicamentos atribuibles al efecto del RDL16/2012.....	36
Tabla 17. Elasticidades estimadas a corto y a largo plazo para la demanda de los cuatro grupos de medicamentos para los pensionistas.....	37

ÍNDICE DE GRÁFICOS

páginas

Gráfico 1. Gasto trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos A02.....	24
Gráfico 2. Gasto trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos C09.....	24
Gráfico 3. Gasto trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos C10.....	25
Gráfico 4. Gasto trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos N05.....	25
Gráfico 5. Consumo trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos A02.....	31
Gráfico 6. Consumo trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos C09.....	32
Gráfico 7. Consumo trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos C10.....	32
Gráfico 8. Consumo trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos N05.....	33

1. Introducción y objetivos

La participación de los pacientes en el coste de los bienes y servicios sanitarios es algo muy usual en todos los sistemas sanitarios, ya que cuando el precio pagado por el paciente es inferior al precio de equilibrio de mercado, se produce un exceso de consumo, el cual induce a la aparición de riesgo moral. Los copagos se suelen imponer tanto a servicios de atención médica (hospitalizaciones, visitas médicas, intervenciones quirúrgicas, urgencias, pruebas diagnósticas) como a medicamentos y demás insumos.

Los copagos farmacéuticos tienen una gran variedad de diseños en cuanto a forma, exenciones y alcance, y afectan al consumo de los medicamentos por los que se paga, teniendo además efectos cruzados sobre otros servicios médicos u otros medicamentos, sobre la salud de las personas y poblaciones y sobre la renta disponible y la equidad. En general, los copagos distribuyen los riesgos entre el Sistema Nacional de Salud y el consumidor.

Los copagos suelen establecerse como complemento a otras medidas de política farmacéutica que afecten a los precios y a otros elementos del sistema. En España los copagos solo se habían aplicado a la prestación farmacéutica, manteniéndose inalterados desde los primeros años de la democracia. En 1978 se cambian las condiciones de copago que se establecía desde el año 1966, distinguiendo ahora entre activos y pensionistas del régimen general de la seguridad social, y dejando exentos de copago a los pensionistas durante 32 años. El porcentaje de copago de los activos se incrementó del 10% hasta el 40% a partir de 1980.

Hasta julio de 2012 los pensionistas y sus dependientes estuvieron exentos de copago, aplicándose solo sobre los activos y sus dependientes, sin tener en cuenta sus características sociales y económicas. No existía una aportación máxima que debían realizar los individuos y las personas activas que pasaban a ser pensionistas o empezaban a recibir una pensión de discapacidad estaban automáticamente exentos del copago farmacéutico, así como sus dependientes.

El Real Decreto-ley 16/2012, de 20 de abril, cambia las condiciones y límites del copago que habían sido implementadas 32 años antes. En él se abre el camino para desfinanciar 400 medicamentos previamente cubiertos, recogiendo nuevas directrices y baremos de los copagos a implantar. También establece nuevas condiciones para tener la condición de asegurado por el Sistema Nacional de Salud español. El transporte no urgente, que hasta esta fecha había sido gratuito, deja de serlo, quedando potencialmente sujeto a copago. Las visitas médicas y hospitalización forman parte de la cartera básica del Sistema nacional de Salud y quedan exentas de copago. Los pensionistas empiezan a pagar por los medicamentos de dispensación ambulatoria un 10% del precio, con límites de aportación mensuales según niveles de renta. Para rentas superiores de 100.000 euros pagarán un 60% del PVP, siendo igual que la aportación de los activos salvo por el límite mensual de 61,75 euros que tienen los pensionistas. Una parte de los activos pasan de pagar un 40% a un 50% o 60%, dependiendo de la renta y sin límite máximo de aportación.

Dado el gran cambio que supuso el RD16/2012 en cuanto a la aportación de los usuarios, el objetivo principal de este trabajo es el de hallar el efecto del nuevo copago en Canarias, tanto en términos de gasto de los individuos como de la cantidad consumida de medicamentos, comprobando si finalmente la implantación de esta política consigue de verdad eliminar el exceso de consumo existente por parte de los pensionistas debido a la gratuidad de los medicamentos. Una vez hecho esto se podrá calcular la elasticidad-precio de la demanda por parte de los pensionistas para cada grupo de medicamentos. Se han seleccionado los siguientes cuatro grupos de medicamentos como objeto de estudio:

ATC ¹A02: fármacos para alteraciones relacionadas con la acidez (Inhibidores de la bomba de protones).

ATC C09: agentes que actúan sobre el sistema renina-angiotensina (para tratar la hipertensión arterial).

ATC C10: agentes modificadores de los lípidos (para reducir el colesterol en sangre).

ATC N05: psicodélicos.

¹ ATC es el acrónimo del **Sistema de Clasificación Anatómica, Terapéutica, Química** (*Anatomical, Therapeutic, Chemical classification system*) de medicamentos

Se han seleccionado estos cuatro grupos de medicamentos debido a que son los cuatro más consumidos en Canarias, siendo el grupo de los agentes modificadores de los lípidos el menos consumido de los cuatro, abarcando un 6,49% de la muestra inicial. El grupo más consumido es el de los psicodélicos, con un porcentaje del 10,03%.

2. Antecedentes

En esta sección se describe de forma resumida la literatura sobre los copagos sanitarios y sus efectos.

Durante las cuatro pasadas décadas, todos los países desarrollados han estado luchando contra el incremento del gasto en sanidad, el cual ha aumentado más que el PIB en la mayoría de países. Con la crisis económica se redujeron los ingresos del gobierno, lo que incrementó la presión para controlar los costes. Sin embargo, la experiencia sobre pasadas recesiones en países donde se redujo el gasto en salud muestra que esas reducciones duraron poco, ya que después de un corto período de tiempo el gasto se incrementó más aún (Scherer and Devaux, 2010).

Los gastos farmacéuticos abarcan una gran proporción significativa y creciente del coste total en países desarrollados. Durante la última década se han intensificado los esfuerzos en frenar el crecimiento del gasto farmacéutico a través de una combinación de regulaciones de precios y controles de cantidad, además de aumentar la aportación de los usuarios en los costes. Los cambios en este reparto de costes tiene unos grandes efectos tanto en el consumo de medicamentos como en el gasto farmacéutico (Puig-Junoy et al. 2011).

El seguro compartido (coinsurance) es la forma más común de reparto de costes para medicamentos de prescripción en los sistemas sanitarios de la Unión europea. Los precios de referencia son una forma indirecta de compartir costes para ciertos medicamentos de prescripción médica. Mecanismos de protección pueden aplicarse a grupos particulares de individuos o a productos específicos, por ejemplo, a

medicamentos esenciales o para enfermedades crónicas (Jemai N, Thomson S, Mossialos E. 2004).

En Italia se ha estimado que un incremento en el copago de un euro reduce el número de prescripciones per cápita en un 4%, disminuyendo también el gasto farmacéutico público un 3,4% (Fiorio y Siciliani 2010). Por otro lado, un aumento del copago de un euro aumenta el número de prescripciones en un 3,4%, aumentando el gasto público farmacéutico un 4,9%. Por lo tanto, desde la perspectiva política, el efecto de una variación en el nivel de copago tiene una gran importancia. Si los políticos se preocuparan sobre el exceso de consumo de fármacos, la introducción de copagos podría ser una herramienta importante para contener ese consumo excesivo. Sin embargo, como señalan Goldman y Philipson (2007), puede haber un argumento a favor para copagos de baja cuantía, incluso si la elasticidad de la demanda es alta. Si los fármacos son sustitutivos del cuidado médico, un copago alto hará que se reduzca la demanda de fármacos y, simultáneamente, se incrementarán las visitas al médico (Fiorio y Siciliani 2010). Por ejemplo, Soumerai et al. (1994) descubren que incrementar el copago hace aumentar las visitas relacionadas con la salud mental y las visitas a emergencias.

Horn et al. (1996) descubren que con copagos más altos se incrementan las hospitalizaciones y las visitas a emergencia para algunas enfermedades concretas.

3. Metodología

3.1 Datos

La información utilizada en este estudio procede del Servicio Canario de Salud. La muestra escogida es una muestra aleatoria expresamente diseñada para el estudio.

La base de datos está comprendida entre el 3 de junio de 2011 y el 30 de junio de 2013, es decir, desde un año antes hasta un año después de la implantación del Real Decreto-ley, en julio de 2012. La base de datos inicial cuenta con 2.301.668 observaciones correspondientes al consumo de medicamentos de 64.260 individuos. Se seleccionaron únicamente los activos de menos de 18.000 euros al año (ya que al

no superar este umbral de renta no se ven afectados por el Real Decreto-ley, ya que siguen pagando un 40% del PVP, por lo que se pueden seleccionar como grupo de control), y los pensionistas (se toman como grupo experimental, puesto que son el grupo que se ve afectado por la entrada en vigor del Real Decreto-ley).

La base de datos final utilizada para el estudio, una vez seleccionados los grupos experimental y de control, y una vez eliminados todos los usuarios con incidencias (que han cambiado de estatus durante el periodo de observación o no han permanecido en la base de datos durante todo dicho el período), y manteniendo solamente los cuatro grupos de medicamentos de interés, cuenta con 167.181 observaciones para 16.278 usuarios. A partir de los datos originales se realiza una agregación por trimestres, contando con 8 trimestres, donde hay cuatro trimestres anteriores al Real Decreto-ley y otros cuatro posteriores.

3.1.1 Cálculo del error de muestreo

La muestra está estratificada por islas y por situación de activo o pensionista, por lo que para hallar el error de muestreo se utiliza la metodología correspondiente al muestreo estratificado.

Al haber siete islas y dos posibles condiciones (activo o pensionista), contamos con catorce estratos para hallar el error de muestreo, que se ha obtenido para la media de las dos variables de interés (gasto en euros y demanda de medicamentos). Las fórmulas utilizadas son las siguientes:

$$\bar{x}_j = \frac{1}{n_j} * \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij} \quad W_j = N_j/N \quad \bar{X}_{st} = \sum_{j=1}^{14} W_j * \bar{x}_j$$

$$\hat{S}_j^2 = \sum_{i=1}^{n_j} \frac{(x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{n_j - 1} \quad V(\bar{x}_j) = \frac{\hat{S}_j^2}{n_j} * \left(1 - \frac{n_j}{N_j}\right) \quad V(\bar{X}_{st}) = \sum_{j=1}^{14} W_j^2 * V(\bar{x}_j)$$

$$E = t_{0,05,n-14} * \sqrt{V(\bar{X}_{st})} \quad E (\%) = \frac{E}{\bar{X}_{st}}$$

Donde:

\bar{x}_j : Media de cada estrato.

n_j : Número de la muestra seleccionada dentro del estrato "j".

x_{ij} : Valor de la unidad "i" en el estrato "j".

W_j : Ponderación poblacional para cada estrato.

N_j : Número de unidades en el estrato "j".

N : Número total de activos y pensionistas en las siete islas.

\bar{X}_{st} : Media poblacional.

\hat{S}_j^2 : Cuasivarianza de cada estrato.

$V(\bar{x}_j)$: Varianza para la media de cada estrato.

$V(\bar{x}_{st})$: Varianza de la media poblacional.

E : Error debido al muestreo (medido en cantidad de recetas o en euros, dependiendo de la variable de estudio).

E (%): Error en términos porcentuales. Se considerará una muestra representativa si este no supera el cinco por ciento.

Una vez calculado el error de muestreo para las variables "numrec" (cantidad de medicamentos) y "aport2" (gasto en euros de los usuarios), se presentan los resultados a continuación:

Tabla 1. Cálculo del error de muestreo

Variable	Media poblacional	Intervalo de Confianza	Error de muestreo	E (%)
Numrec	10.1 recetas	10-10.15 recetas	0.073 recetas	0.73%
Aport2	5.37 euros	5.30-5,44 euros	0.071 euros	1.33%

Como se puede apreciar, los errores de muestreo son del 0.73% para la cantidad de recetas consumidas y del 1.33% para el gasto de los usuarios en medicamentos, por lo que al ser mucho menores que el 5%, se puede afirmar que tenemos una muestra bastante representativa de la población y los resultados que se obtendrán podrán ser inferidos a esta con una precisión bastante alta.

Una vez comprobado que contamos con una muestra bastante representativa de la población y de gran calidad, se hace una definición y descripción general de las variables que forman esta base de datos final con la que se empezará a trabajar (Ver Tabla 2).

Posteriormente la base de datos final la dividimos según grupo de medicamentos, por lo que se realizará el estudio con cuatro bases de datos específicas para cada grupo ATC descritos arriba.

Tabla 2. Definición de las variables que forman la base de datos

Variable	Descripción
Secuencial	Código para cada usuario de la muestra. Comprende desde el 4 al 64.260
atc	Es el código correspondiente a cada grupo de medicamentos. Consta de 4 valores. (ATC=1,...,4) para los cuatro grupos estudiados
t	Trimestre correspondiente a cada observación. (t=1,...,8)
edad	Edad del usuario que realiza la compra del medicamento, a junio de 2011
D07_2012	Variable dicotómica que toma el valor 1 si la compra del medicamento por parte del usuario tiene lugar después del RD.
tope aportación	Es el límite máximo mensual que ha de pagar el usuario según el tipo de tarjeta sanitaria que posea ²
numrec	Es el número de recetas que adquiere el usuario en esa observación
aport2	Es la aportación total realizada por el usuario o gasto en durante el periodo. Se calcula como el precio pagado por el medicamento por la cantidad adquirida.
mujer	Variable dummy que toma valor 1 si la compra la realiza una mujer y 0 si es un hombre.

² Según el RDL16/2012, los pensionistas de menos de 18000€ anuales de renta (base liquidable del IRPF) tienen un máximo de pago de 8 euros mensuales; entre 18000€ y 100.000€ su tope es de 18€ mensuales; por encima de 100.000€ de renta, su tope es de 60€ mensuales. Los activos no tienen tope máximo a pagar

isla	Variable que toma valores desde el 1 hasta el 7 y refleja la isla de residencia
zona salud	Variable no numérica que señala la Zona Básica de Salud de donde procede el usuario
tsi	Variable que toma el valor 2 para los pensionistas que pagan un 10% del PVP y valor 3 para los activos que se ven inalterados por el RD.
pensionista	Variable dicotómica que toma el valor 1 si el usuario es pensionista y 0 si es activo
rdpens	Resultante de multiplicar la variable “D07_2012” y “pensionista”. Toma el valor 1 cuando la observación corresponde a un pensionista que realiza la compra después del RD.
pensiot	Mide la tendencia de los pensionistas para cualquier período ($t=1, \dots, 8$)
pensiotRD	Mide la tendencia de los pensionistas después de aplicarse el Real Decreto-ley.
tRD	Tendencia tanto para activos y pensionistas después del RD

3.2 Modelos

Los modelos utilizados para el estudio consisten en regresiones segmentadas para datos de panel, con 16.278 individuos y ocho trimestres. El grupo experimental (pensionistas) cuenta con 117.152 observaciones para 7.330 individuos, mientras que el grupo de control (activos) cuenta con 50.029 observaciones para 8.948 individuos. Las variables dependientes son “numrec” (cantidad de medicamentos adquiridos) y “Aport2” (Gasto en euros).

3.2.1 Modelos para el gasto

Para estudiar el efecto que tuvo el Real Decreto-ley sobre el gasto en medicamentos para los pensionistas, se utilizan el modelo de efectos fijos y el de efectos aleatorios, utilizando el estimador de diferencias en diferencias para ver dicho efecto. Como tenemos cuatro grupos de medicamentos y dos tipos de modelos, tendremos al final ocho regresiones para el gasto.

Las ecuaciones a estimar son las siguientes:

3.2.1.1 Efectos fijos:

$$\begin{aligned}
 aport2 = & \alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 * D07_{2012_t} + \alpha_3 * tRD_t + \alpha_4 * rdpens_i + \alpha_5 * pensiotR_{it} \\
 & + a_i + u_{it}
 \end{aligned}$$

Donde el subíndice “i” representa al individuo de la muestra y el “t” al trimestre de dicha observación.

En la tabla 3 se describe la interpretación de cada coeficiente.

Tabla 3. Interpretación de los parámetros del modelo de efectos fijos para el gasto

Parámetro	Interpretación
α_0	Constante en el modelo. Refleja el nivel inicial de gasto de donde parten los activos.
α_1	Tendencia de los activos antes del RD
α_2	Mide el efecto del RD en el gasto de activos y pensionistas
α_3	Indica el cambio en tendencia provocado por el RD, tanto para activos como pensionistas
α_4	Efecto diferencial del RD en el gasto de los pensionistas
α_5	Cambio adicional en tendencia del gasto provocado por el RD para los pensionistas

Para ver el efecto diferenciado entre activos y pensionistas, se crea una tabla que recoja el efecto para los dos grupos (tabla 4):

Tabla 4. Interpretación de los efectos del RD (Diferencias en Diferencias). Modelo del gasto

	Antes del RD	Después del RD	Diferencia
Activos	$\alpha_0 + \alpha_1 * t$	$\alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 + \alpha_3 * t$	$\alpha_2 + \alpha_3 * t$
Pensionistas	$\alpha_0 + \alpha_1 * t$	$\alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 + \alpha_3 * t + \alpha_4 + \alpha_5 * t$	$\alpha_2 + \alpha_3 * t + \alpha_4 + \alpha_5 * t$
			$\alpha_4 + \alpha_5 * t$

Debido a que el efecto que queremos hallar es el del Real Decreto-ley en los pensionistas en comparación con los activos, el estimador que nos interesa es el de Diferencias en Diferencias (DID), que viene dado por la siguiente expresión:

$$\alpha_4 + \alpha_5 * t$$

Cuyo valor resultante reflejará el cambio en gasto del grupo experimental, en este caso los pensionistas, con respecto a los activos, debido a la implantación del Real Decreto-ley, y estará en función de "t", donde se sustituirán los valores comprendidos desde 5 a 8, ya que son los trimestres posteriores al Real Decreto-ley. Se espera que sea positivo, ya que la implantación del copago para los pensionistas supone que estos tengan que pagar un 10% del precio del medicamento, cuando antes del Real Decreto tenían una cobertura del 100%.

3.2.1.2 Efectos aleatorios:

A diferencia que en el modelo de efectos fijos, ahora podemos añadir más variables en el modelo, ya que el modelo de efectos aleatorios nos permite incluir variables que sean fijas en el tiempo para los individuos, como por ejemplo el sexo, la edad, la condición de pensionista y las islas.

$$\begin{aligned}
 \text{aport2} = & \alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 * D07_{2012}_t + \alpha_3 * tRD_t + \alpha_4 * rdpens_{it} + \alpha_5 * pensiotRD_{it} + \alpha_6 \\
 & * mujer_i + \alpha_7 * edad_i + \sum_{h=1}^6 \alpha_{8h} * islas_i + a_i + u_{it}
 \end{aligned}$$

Donde “islas” está compuesta por una variable dicotómica (dummy) para cada isla, por lo que tendremos seis parámetros “ α ” para esta variable, debido a que tenemos que eliminar una isla para evitar la multicolinealidad exacta, en este caso, Gran Canaria, que es la isla que cogemos como referencia.

Los parámetros de interés son los mismos que en el modelo de efectos fijos, y su interpretación es la misma que en dicho modelo, excepto que ahora hay cuatro nuevos parámetros que se explican en la tabla 5.

Tabla5. Interpretación de los nuevos parámetros del modelo de efectos aleatorios

Parámetro	Interpretación
α_6	Efecto del género en el gasto. Indica la diferencia en el consumo entre mujeres y hombres
α_7	Indica el efecto que tiene la edad en el consumo de medicamentos
α_{8h}	Consta de seis parámetros, cada uno para una isla habiendo tomado como referencia Gran Canaria, y reflejará la diferencia en gasto de cada isla con respecto a Gran Canaria

3.2.2 Modelos para la demanda de medicamentos

3.2.2.1 Efectos fijos:

$$numrec = \alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 * D07_{2012_t} + \alpha_3 * tRD_{it} + \alpha_4 * pensiot_{it} + \alpha_5 * rdpens_i + \alpha_6 * pensiotRD_{it} + a_i + u_{it}$$

Donde, al igual que en el modelo de gasto, los parámetros de interés son:

$$\alpha_5 + \alpha_6 * t$$

La interpretación de cada parámetro es similar a la del modelo de gasto, pero en lugar de efectos sobre el gasto en medicamentos, se interpretan como efectos sobre la cantidad demandada de medicamentos.

En este caso esperamos que el estimador diferencias en diferencias (DID) sea negativo, ya que el efecto esperado de un aumento en la aportación para los pensionistas sea una disminución en el consumo de medicamentos.

3.2.2.2 Efectos aleatorios:

Al igual que en el modelo de gasto, añadimos las nuevas variables, donde los parámetros que las acompañan tienen la misma interpretación que en dicho modelo.

Ahora hemos añadido también las variables “pensionista” y “pensiot”, ya que en el modelo de gasto se omitían debido a que antes del Real Decreto los pensionistas tenían una aportación de cero euros (cobertura del 100%), por lo que sería erróneo suponer que hay tendencia para los pensionistas antes del Real Decreto.

$$\begin{aligned} numrec = & \alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 * D07_2012_t + \alpha_3 * tRD_t + \alpha_4 * pensiot_{it} + \alpha_5 * rdpens_{it} + \alpha_6 \\ & * pensiotRD_{it} + \alpha_7 * pensionista_i + \alpha_8 * mujer_i + \alpha_9 * edad_i + \sum_{h=1}^6 \alpha_{10h} * islas_i \\ & + a_i + u_{it} \end{aligned}$$

3.3 Cálculo de la elasticidad-precio de la demanda

Una vez que se calculen los efectos sobre el gasto y demanda de medicamentos, se procederá finalmente a estimar la elasticidad-precio de cada grupo de medicamentos para los pensionistas, mediante la siguiente fórmula:

$$\varepsilon = \frac{\frac{\Delta q}{q}}{\frac{\Delta P}{P}}$$

Donde calcularemos tanto la elasticidad a corto plazo (cambio porcentual en el número de recetas demandadas entre el período cuatro y cinco, que es donde se implanta el Real decreto) para un cambio porcentual unitario en el precio pagado, como a largo plazo (cambio porcentual en el número de recetas demandadas entre los períodos cuatro y ocho).

Para la cantidad media cogeremos la cantidad media de recetas adquirida por los pensionistas para todos los períodos.

En cuanto al denominador, creamos la variable "P", que resulta de dividir la aportación de los usuarios (P*q) entre el número de recetas (q). En t=4 el precio para los pensionistas era cero todavía, por lo que el incremento en el precio será el valor que tenga la variable "P" en t=5 o t=8, dependiendo de si estamos calculando la elasticidad a corto o largo plazo, respectivamente.

El precio medio será la media de esta variable "P" para todos los períodos.

4. Resultados

Las tablas siguientes (6 y 7) presentan las estadísticas descriptivas univariantes de las variables cuantitativas continuas y cualitativas respectivamente.

Tabla 6. Estadísticos descriptivos de las variables cuantitativas (desv. Típica entre paréntesis)

Variables	Media		
	Total	Antes del RD	Después del RD
numrec	14,735 (16,841)	17,465 (20,687)	12,188 (11,642)
aport2	2,924 (6,651)	1,922 (6,469)	3,858 (6,683)
edad	63,583 (15,096)	63,985 (14,933)	63,209 (15,237)

Tabla 7. Estadísticos descriptivos de las variables cualitativas.

Variables	Valores	%
D07_2012	0	48,3
	1	51,7
t	1	11,5
	2	11,8
	3	12,4
	4	12,7
	5	12,5
	6	12,7
	7	13,1
	8	13,4
Pensionista	0	29,9
	1	70,1
Islas	FV	2,8
	GC	40,8
	GM	1,91
	HR	1,00
	LZ	7,36

	PL	7,26
	TF	38,9

Se puede apreciar como la edad media es bastante elevada (63 años), ya que el 59% de la muestra son individuos de 63 años o más, mientras que solamente el 41% de la muestra son menores de 63 años. Esto es coherente con la variable “pensionista”, ya que como se puede ver el 70,1% de la muestra son pensionistas, mientras que activos solamente hay un 29,9%.

En cuanto a la variable islas, como ya se ha mencionado antes, cada una tiene una dummy en el modelo, excepto Gran Canaria que se deja como referencia. Se ve como el 79,7% de la muestra es procedente de las dos islas más grandes (Gran Canaria y Tenerife), teniendo las cinco islas restantes un peso menor en la muestra (20,3%).

Una vez realizado el análisis descriptivo, se da paso a las estimaciones de los modelos, dividiendo la base de datos por grupos de medicamentos.

En la tabla se muestran algunos datos de interés para cada grupo de medicamentos.

Tabla 8. Número de consumidores, gasto y consumo de recetas para los cuatro tipos de medicamentos estudiados

Grupo de medicamento	Observaciones	Individuos	Gasto medio (euros)	Número de recetas medio
A02	49.413	10.551	2,01	13,99
C09	42.318	6.467	4,54	13,85
C10	36.667	6.220	3,81	14,63
N05	38.783	8.977	1,48	16,74

Los primeros modelos que empezaremos estimando son el de efectos fijos y efectos aleatorios para el gasto en medicamentos.

4.1 Modelos de gasto

4.1.1 Efectos fijos

Como se menciona en el apartado de metodología, la ecuación a estimar por efectos fijos para el gasto en medicamentos es la siguiente:

$$\text{aport2} = \alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 * D07_2012_t + \alpha_3 * tRD_t + \alpha_4 * rdpens_i + \alpha_5 * pensiotR_{it} + a_i + u_{it}$$

Los valores de los parámetros estimados se recogen a continuación:

Tabla 9. Resultados de la estimación de los modelo de gasto por efectos fijos para los cuatro grupos de medicamentos

	Códigos ATC			
	A02	C09	C10	N05
t	-0.078 (5.64)**	-0.039 (1.74)	-0.051 (1.75)	-0.014 (0.92)
D07_2012	-1.160 (6.47)**	-0.749 (2.66)**	-1.008 (2.58)**	-0.059 (0.33)
tRD	0.168 (5.66)**	0.183 (3.91)**	0.065 (1.01)	0.052 (1.75)
rdpens	2.416 (11.86)**	3.186 (9.81)**	2.729 (6.17)**	0.854 (4.09)**
pensiotRD	0.002 (0.05)	0.170 (3.50)**	0.181 (2.75)**	0.083 (2.66)**
_cons	1.536 (39.90)**	2.940 (47.29)**	2.874 (35.09)**	0.940 (22.30)**

R^2	0.15	0.25	0.10	0.10
N	49,413	42,318	36,667	38,783

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Se puede apreciar como el gasto en medicamentos tiene un comportamiento similar para los cuatro grupos, ya que el signo de los coeficientes es el mismo para todos ellos.

El valor de la constante del modelo nos muestra cuál es el grupo de medicamentos en el que los usuarios gastan más, donde el grupo C09 (agentes que actúan sobre el sistema renina-angiotensina) es en el que más gastan los individuos y el grupo N05 (psicolépticos) en el que menos gastan los usuarios.

Vemos que los coeficientes de la variable “t” son no significativos para los grupos C09, C10 y N05. Sin embargo, se aprecia como para el grupo A02 (Inhibidores de la bomba de protones) la tendencia es negativa, aunque cercana a 0. Esto quiere decir que los activos disminuían el consumo de medicamentos A02 en cada trimestre anterior al RD ($t=1,..4$).

Los coeficientes de la variable “D07_2012” son todos negativos. Este parámetro no es de nuestro interés, ya que mide el cambio en gasto una vez que entra en vigor el Real Decreto–ley tanto para el grupo de activos como pensionistas, donde los activos no se ven afectados por el Real Decreto.

La variable “tRD” muestra si hubo cambio de tendencia para los activos con la entrada del Real Decreto, y vemos que se produjo un cambio en tendencia para los grupos A02 (Inhibidores de la bomba de protones) y C09 (agentes que actúan sobre el sistema renina-angiotensina), donde se incrementa el gasto en ambos para cada trimestre. Como los activos no se vieron afectados por el Real Decreto, este cambio en tendencia puede haberse dado por factores externos al RD. En los grupos C10 y N05 (psicolépticos) no hay un cambio en tendencia significativo.

Como se explicó en el apartado de metodología, los parámetros de interés que miden el efecto diferencial del Real Decreto-ley en el gasto en medicamentos por parte de los pensionistas con respecto a los activos son los que acompañan a las variables “rdpens” y “pensiotRD”. Los coeficientes de “rdpens” son todos positivos y significativos, como era de esperar, lo que significa que el Real Decreto hizo que la aportación de los usuarios en medicamentos subiera de forma instantánea, por lo que hay un salto ascendente en la serie una vez que entra en vigor el Real Decreto. Por otra parte, el coeficiente de “pensiotRD” mide el cambio en tendencia para los pensionistas como consecuencia de la entrada en vigor del Real Decreto. Para el grupo A02 no hay cambio en tendencia significativo, lo que quiere decir que el comportamiento en el gasto de los pensionistas para este grupo no se vio alterado por el Real Decreto. Para los otros tres grupos, en cambio, se produce un efecto positivo en la tendencia, lo que significa que cada trimestre transcurrido a partir del RD, los pensionistas aumentan el gasto para estos tres grupos (C09, C10, N05). El mayor cambio en tendencia se produce para el grupo C10, donde por cada trimestre transcurrido después del RD los pensionistas gastaban 0,18 € más que los activos.

El efecto del Real Decreto en el gasto de los pensionistas con respecto a los activos se recoge en la siguiente tabla.

.

Tabla 10. Estimación del efecto neto del Real Decreto en el gasto según el modelo de efectos fijos

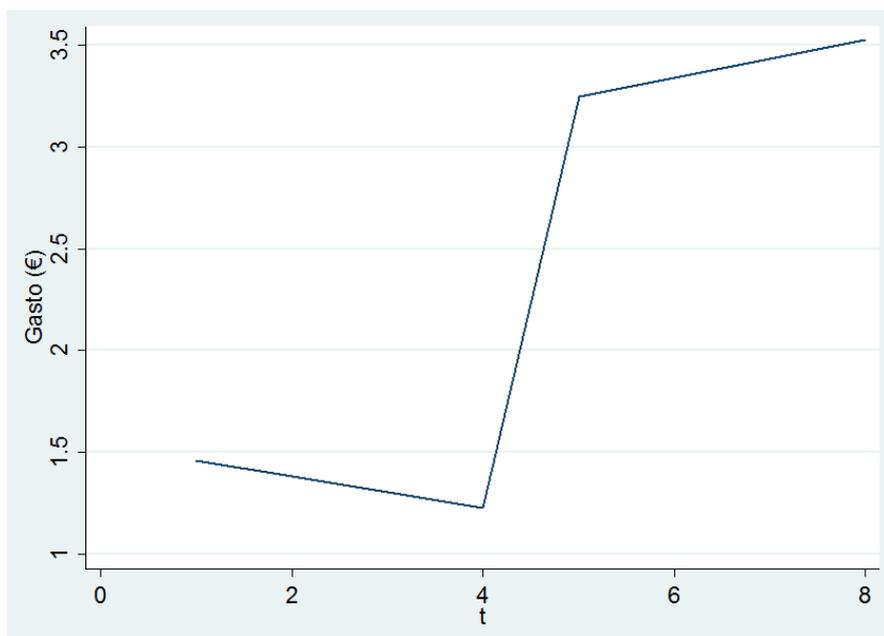
	Efecto ($\alpha_4 + \alpha_5 * t$)			
	A02	C09	C10	N05
t=5	2,416	4,036	3,634	1,269
t=6	2,416	4,206	3,815	1,352
t=7	2,416	4,376	3,996	1,435
t=8	2,416	4,546	4,177	1,518

Vemos como el efecto instantáneo mayor se da en el grupo C09, donde los pensionistas aumentaron su gasto en 4 € más que los activos a causa del Real Decreto. El grupo A02, al no tener cambio en tendencia, tiene la misma diferencia en gasto con respecto a los activos en los cuatro períodos posteriores al Real Decreto (aumento de 2,4 € más que los activos).

A continuación se representa gráficamente la variable gasto estimada, que es la predicción del modelo para cada individuo de la muestra. En los gráficos se puede ver la evolución en el gasto de los pensionistas para cada grupo de medicamentos.

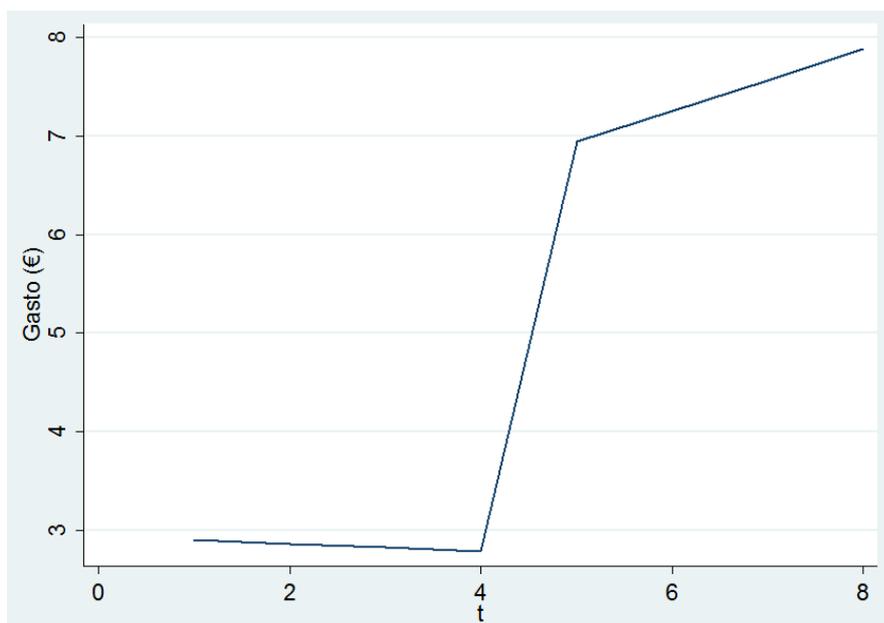
ATC A02:

Gráfico 1. Gasto trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos A02.



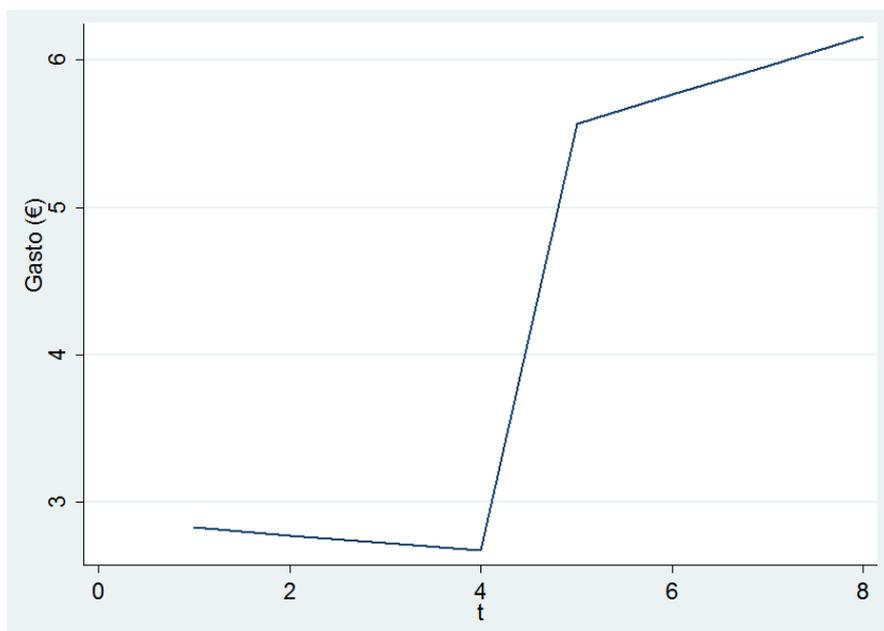
ATC C09:

Gráfico 2. Gasto trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos C09



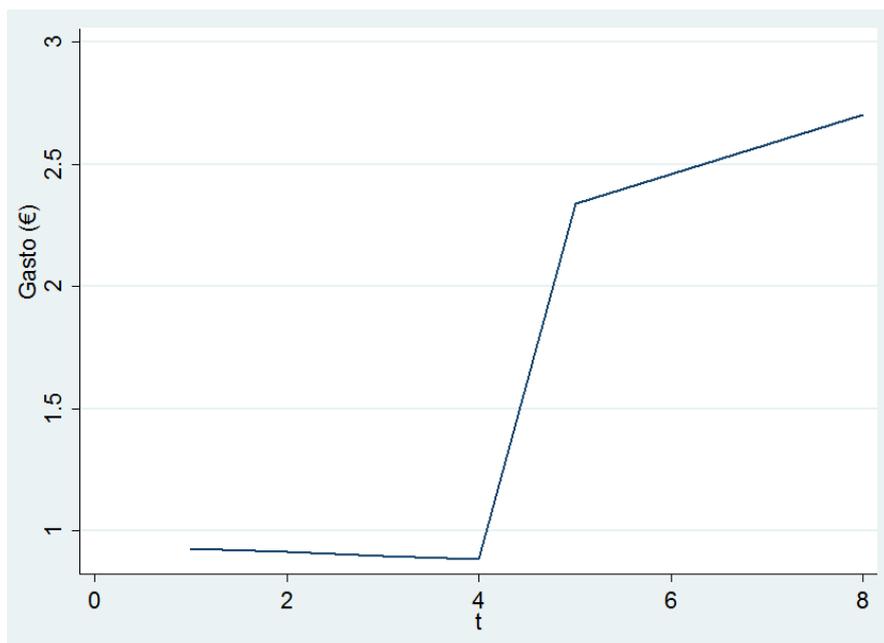
ATC C10:

Gráfico 3. Gasto trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos C10.



ATC N05:

Gráfico 4. Gasto trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos N05



En los gráficos anteriores se representa el efecto total del Real Decreto-ley en los pensionistas, y vemos como a partir de la entrada del RD el gasto sigue aumentando.

Por el contrario, en la tabla 6 se muestra el efecto diferencial del RD en los pensionistas con respecto al grupo de activos, y se apreciaba cómo a partir de la entrada del Real Decreto (t=5) la diferencia en gasto con respecto a los activos disminuía a lo largo del tiempo (t=5,..8).

4.1.2 Efectos aleatorios

La ecuación a estimar ahora es:

$$aport2 = \alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 * D07_2012_t + \alpha_3 * tRD_t + \alpha_4 * rdpens_{it} + \alpha_5 * pensiotRD_{it} + \alpha_6 * mujer_i + \alpha_7 * edad_i + \sum_{h=1}^6 \alpha_{8h} * islas_i + a_i + u_{it}$$

La interpretación de los parámetros se recoge en la siguiente tabla.

Tabla11. . Resultados de la estimación de los modelo de gasto por efectos aleatorios para los cuatro grupos de medicamentos

	A02	C09	C10	N05
t	-0.076 (5.46)**	-0.040 (1.79)	-0.048 (1.64)	-0.022 (1.44)
D07_2012	-0.628 (3.61)**	-0.364 (1.29)	-0.308 (0.79)	0.403 (2.37)*
tRD	0.156 (5.39)**	0.170 (3.62)**	0.036 (0.56)	0.034 (1.18)
rdpens	1.769 (8.84)**	2.721 (8.32)**	1.922 (4.35)**	0.247 (1.20)
pensiotRD	0.002 (0.08)	0.175 (3.58)**	0.197 (2.99)**	0.093 (3.02)**
mujer	0.138 (2.18)*	0.713 (4.20)**	1.009 (5.26)**	0.230 (5.03)**
edad	-0.049	-0.194	-0.215	-0.035

	(27.04)**	(31.02)**	(28.64)**	(28.87)**
FTV	-0.388 (2.19)*	0.153 (0.31)	0.717 (1.29)	-0.249 (1.96)
GM	0.189 (0.85)	2.763 (4.46)**	3.562 (5.23)**	-0.084 (0.47)
HR	0.466 (1.40)	0.304 (0.36)	0.786 (0.94)	-0.218 (0.78)
LZT	-0.004 (0.04)	0.631 (1.91)	1.106 (2.96)**	-0.380 (4.23)**
PL	0.723 (5.87)**	1.045 (2.98)**	0.595 (1.48)	-0.208 (2.36)*
TF	0.135 (1.89)	1.233 (6.57)**	0.784 (3.67)**	0.013 (0.26)
_cons	4.217 (32.10)**	14.337 (31.93)**	15.702 (29.46)**	2.792 (30.67)**
N	49,413	42,318	36,667	38,783

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Las estimaciones correspondientes a las variables que ya se incluían en el modelo de efectos fijos son muy similares.

En cuanto a las nuevas variables incluidas ahora en este modelo, vemos que existe un efecto género, ya que la variable “mujer” tiene signo positivo. Las mujeres tienen un gasto mayor que los hombres en medicamentos, destacando la diferencia de gasto en el grupo C10, donde las mujeres gastan un euro más que los hombres.

Los coeficientes que acompañan a las islas nos indican la diferencia de gasto en cada grupo de medicamentos con respecto a Gran Canaria. Se ve un efecto bastante diferenciado según grupo ATC e isla.

4.2 Modelos de consumo de medicamentos

4.2.1 Efectos fijos

La ecuación a estimar ahora es:

$$\begin{aligned} numrec = & \alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 * D07_{2012t} + \alpha_3 * tRD_{it} + \alpha_4 * pensiot_{it} + \alpha_5 * rdpens_i \\ & + \alpha_6 * pensiotRD_{it} + a_i + u_{it} \end{aligned}$$

Cuyas estimaciones se presentan a continuación.

Tabla 12. Resultados de la estimación de los modelos de cantidades consumidas de medicamentos por efectos fijos para los cuatro grupos de medicamentos.

	A02	C09	C10	N05
t	0.276 (2.02)*	0.302 (2.53)*	0.418 (2.79)**	0.126 (0.56)
D07_2012	0.115 (0.17)	0.513 (0.84)	0.060 (0.08)	-1.445 (1.26)
tRD	-0.185 (1.16)	-0.175 (1.25)	-0.236 (1.35)	0.179 (0.68)
pensiot	0.420 (2.68)**	0.455 (3.26)**	0.440 (2.58)**	0.016 (0.06)
rdpens	-2.821 (3.53)**	-2.211 (3.09)**	-2.010 (2.30)*	-4.471 (3.23)**
pensiotRD	-0.336 (1.83)	-0.343 (2.09)*	-0.368 (1.84)	-0.050 (0.16)
_cons	12.326 (58.27)**	11.489 (59.34)**	12.198 (53.87)**	16.350 (41.45)**

R^2	0.06	0.03	0.04	0.03
N	43,851	37,369	32,444	34,358

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Como sucedía en el modelo de gasto, el comportamiento de las cantidades es similar para los cuatro grupos ATC, salvo algunas excepciones.

El valor de la constante en este caso nos indica cuál es el grupo de medicamentos más demandado. Se ve como el grupo de psicofármacos (N05) es el más consumido, mientras que el grupo C09 es el que menos se consume en general.

Se aprecia una tendencia positiva significativa previa al RDL de los activos para los grupos A02, C09 y C10, mientras que para los psicofármacos (N05) no se aprecia la existencia de tendencia.

La variable “tRD” difiere en signo si comparamos el grupo de psicofármacos (N05) con los otros tres grupos. Esto mide un cambio en tendencia para el consumo de medicamentos de los activos, y vemos que para los primeros tres grupos se produce una disminución en tendencia de la demanda, mientras que para el grupo N05 ocurre lo contrario.

La variable “pensiot” refleja la tendencia de los pensionistas antes del RD y es positiva para los tres primeros grupos y no significativa para el último, por lo que la demanda de medicamentos tiene una trayectoria ascendente antes del Real Decreto para los grupos A02, C09 y C10.

Centrándonos en los parámetros de interés (coeficientes de las variables “rdpens” y “pensiotRD”), se aprecia como el efecto instantáneo del Real Decreto en el consumo de medicamentos (rdpens) es negativo, como era de esperar. Este parámetro mide la caída en la demanda de medicamentos justo después de que se implantara el RD. Se aprecia como es significativo para los cuatro grupos. La mayor disminución en la demanda se produce en el grupo de psicofármacos (N05), con una disminución

instantánea estimada en 4,47 recetas por trimestre. Lo que nos interesa ahora es ver cómo se comporta la demanda de medicamentos a medida que transcurre el tiempo después de la implantación del Real Decreto. Esto viene indicado por el coeficiente de “pensiotRD”, que vemos como solamente es significativo para el grupo C09, lo que quiere decir que para los otros tres grupos la evolución en la demanda de medicamentos de los pensionistas ha evolucionado de manera similar a la de los activos. Por otro lado el parámetro correspondiente al grupo C09 tiene signo negativo, lo que se interpreta como que a partir de la contracción puntual en la demanda, el consumo de ese grupo de medicamentos sigue disminuyendo a lo largo del tiempo con respecto al de los activos, aunque esa disminución es muy pequeña (0,3 recetas menos por trimestre).

La estimación del efecto neto del Real decreto en la demanda de medicamentos de los pensionistas con respecto a los activos se puede ver en la tabla siguiente.

Tabla 13. Estimación del efecto neto del Real Decreto en el consumo de medicamentos según el modelo de efectos fijos.

	Efecto ($\alpha_5 + \alpha_6 * t$)			
	(Número de recetas)			
	A02	C09	C10	N05
t=5	-2,821	-3,926	-2,01	-4,471
t=6	-2,821	-4,269	-2,01	-4,471
t=7	-2,821	-4,612	-2,01	-4,471
t=8	-2,821	-4,955	-2,01	-4,471

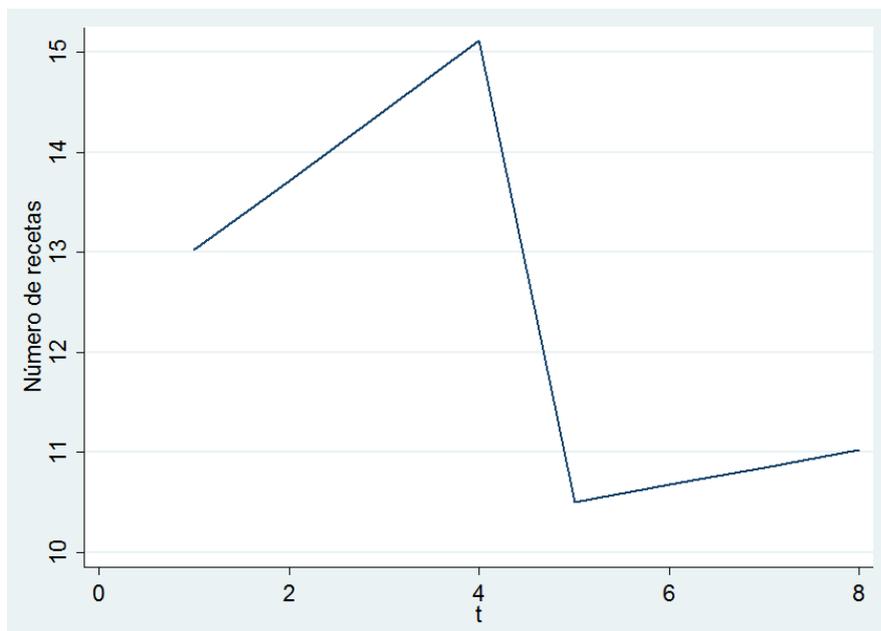
El Real Decreto-ley afectó más a la demanda de psicodélicos (N05), disminuyendo la demanda en aproximadamente cuatro recetas con respecto a los activos. El efecto

instantáneo en el grupo C09 fue el segundo mayor, aunque vemos como con el transcurso del tiempo a partir de $t=7$ el efecto es mayor que en los psicolépticos (N05).

Los gráficos siguientes (5 a 8) reflejan las estimaciones del consumo de medicamentos, según el modelo de efectos fijos, para cada uno de los grupos del estudio

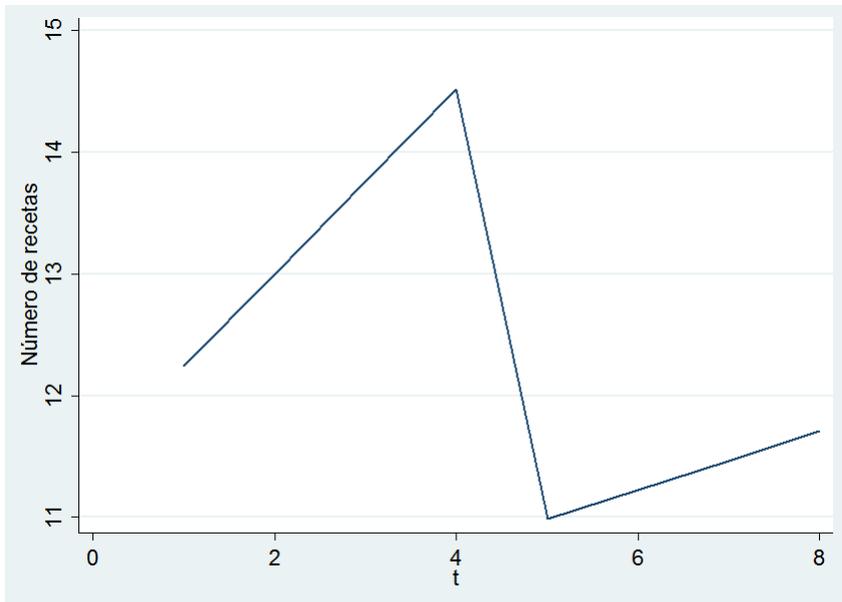
A02:

Gráfico 5. Consumo trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos A02



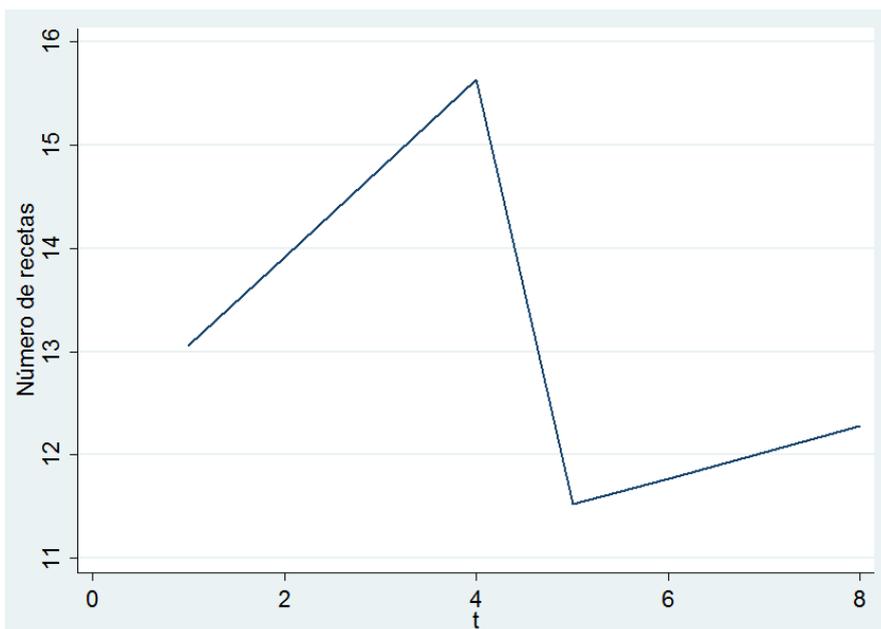
C09

Gráfico 6. Consumo trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos C09



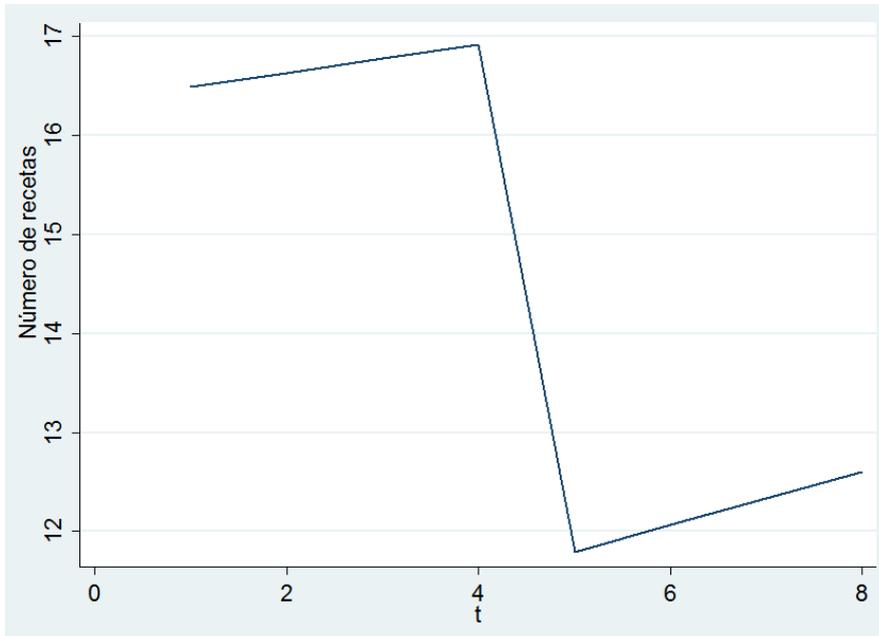
C10

Gráfico 7. Consumo trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos C10



N05

Gráfico 8. Consumo trimestral estimado para los pensionistas. Grupo de medicamentos N05



Se puede apreciar la gran caída en el consumo de estos cuatro grupos de medicamentos que supuso la entrada en vigor del Real Decreto-ley para los pensionistas, donde se observa que después de este descenso en consumo, la tendencia posterior es a la recuperación de la tendencia previa a la implantación del Real Decreto-ley.

4.2.2 Efectos aleatorios

La ecuación a estimar es:

$$\begin{aligned} numrec = & \alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 * D07_2012_t + \alpha_3 * tRD_t + \alpha_4 * pensiot_{it} + \alpha_5 * rdpens_{it} \\ & + \alpha_6 * pensiotRD_{it} + \alpha_7 * pensionista_i + \alpha_8 * mujer_i + \alpha_9 * edad_i \\ & + \sum_{h=1}^6 \alpha_{10h} * islas_i + a_i + u_{it} \end{aligned}$$

Tabla 14. Resultados de la estimación de los modelos de cantidades consumidas de medicamentos por efectos aleatorios para los cuatro grupos de medicamentos.

	A02	C09	C10	N05
t	0.210 (1.63)	0.303 (2.56)*	0.382 (2.59)**	0.080 (0.37)
D07_2012	0.116 (0.18)	0.636 (1.06)	0.299 (0.40)	-1.150 (1.05)
tRD	-0.161 (1.07)	-0.199 (1.44)	-0.260 (1.51)	0.135 (0.53)
pensiot	0.466 (3.09)**	0.454 (3.28)**	0.471 (2.79)**	0.012 (0.04)
rdpens	-2.602 (3.41)**	-2.220 (3.14)**	-2.073 (2.41)*	-4.466 (3.31)**
pensiotRD	-0.377 (2.14)*	-0.337 (2.08)*	-0.369 (1.87)	-0.029 (0.10)
pensionista	6.128 (12.02)**	5.673 (10.13)**	5.393 (8.84)**	13.518 (14.62)**
mujer	-0.868 (6.58)**	-0.584 (2.57)*	-0.170 (0.84)	-0.666 (2.23)*
edad	0.109 (19.64)**	0.073 (6.01)**	0.090 (8.22)**	0.029 (2.73)**
FTV	-1.311 (3.46)**	-0.957 (1.44)	-0.739 (1.25)	-1.573 (1.92)
GM	-0.370 (0.80)	0.752 (0.90)	0.597 (0.83)	-1.905 (1.61)
HR	-0.682 (1.00)	-0.403 (0.36)	-0.249 (0.29)	-4.565 (2.52)*
LZT	-0.954 (3.79)**	-0.309 (0.70)	-0.802 (2.05)*	-2.021 (3.47)**
PL	-0.479 (1.88)	-0.137 (0.29)	0.132 (0.31)	-0.059 (0.10)

TF	-0.231 (1.56)	-0.213 (0.85)	-0.172 (0.77)	-0.028 (0.09)
_cons	1.155 (2.33)*	2.693 (3.53)**	1.881 (2.45)*	4.948 (5.80)**
N	43,851	37,369	32,444	34,358

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Los coeficientes que ya se incluían en el modelo de efectos fijos tienen valores similares. Los coeficientes de las nuevas variables incluidas se recogen a continuación.

La variable “pensionista” indica la diferencia de demanda de medicamentos entre pensionistas y activos, y se puede apreciar que toma valores positivos y bastante grandes. La mayor diferencia se produce en el grupo de los psicofármacos (N05), donde los pensionistas demandan trece recetas más que los activos. Donde menos diferencia existe es en el grupo de los agentes modificadores de los lípidos (C10), con una diferencia aproximada de cinco recetas.

Vemos también como las mujeres consumen menos medicamentos en los grupos A02, C09 y N05, aunque la diferencia es muy pequeña. En el grupo de agentes modificadores de los lípidos (C10) no hay diferencias significativas entre mujeres y hombres.

En cuanto a la diferencia de consumo de medicamentos entre islas, hay un comportamiento diferenciado según isla y grupo ATC, destacando la mayor diferencia en el consumo de psicofármacos (N05) entre El Hierro y Gran Canaria, siendo esta de cuatro recetas menos en El Hierro.

4.3. Elasticidad-Precio de la demanda

En la siguiente tabla se muestran los datos de número de recetas (Q) y Precios (P) para cada medicamento y para tres períodos: t=4 (el trimestre previo al RDL), t=5 (el primer trimestre de aplicación) y t=8 (el último de la muestra).

Tabla15. Consumo y precio medio de medicamentos para activos y pensionistas los trimestres 4,5 y 8

		t=4	t=5	t=8
A02	Q	17,38	13,49	13,78
	P	0	0,17	0,19
C09	Q	16,17	13,12	13,66
	P	0	0,40	0,48
C10	Q	17,13	13,51	14,09
	P	0	0,26	0,28
N05	Q	21,85	17,54	17,71
	P	0	0,096	0,12

Los incrementos en cantidades y precios estimados según los modelos se muestran a continuación, tanto a largo plazo como a corto plazo.

Tabla 16. Estimación de los cambios a corto y a largo plazo en el consumo y gasto en los cuatro tipos de medicamentos atribuibles al efecto del RDL16/2012

	A02	C09	C10	N05
ΔQ_{CP}	-3,89	-3,05	-3,62	-4,31
ΔQ_{LP}	-3,6	-2,51	-3,04	-4,14
ΔP_{CT}	0,17	0,4	0,26	0,096
ΔP_{LP}	0,19	0,48	0,28	0,12

Finalmente, utilizando la fórmula presentada en el apartado de metodología se hallan la elasticidad-precio de la demanda de medicamentos para los pensionistas, tanto a largo como a corto plazo:

Tabla 17. Elasticidades estimadas a corto y a largo plazo para la demanda de los cuatro grupos de medicamentos para los pensionistas

	A02	C09	C10	N05
ϵ_{CP}	-0,123	-0,109	-0,117	-0,125
ϵ_{LP}	-0,102	-0,075	-0,0915	-0,096

A corto plazo vemos que las elasticidades son parecidas para los cuatro grupos de medicamentos, siendo la correspondiente al grupo C09 la más inelástica. Si aumenta el precio un 1%, entonces la contracción de la demanda para este grupo será del 0,109%.

A largo plazo todas las elasticidades son menores en valor absoluto. Vemos cómo prácticamente la demanda de estos cuatro medicamentos es bastante inelástica, siendo la demanda más inelástica la del grupo de inhibidores de la bomba de protones (A02) a largo plazo, y la del grupo de psicodélicos (N05) a corto plazo.

5. Conclusiones

En España, el gasto en medicamentos de prescripción ambulatoria antes del **R**real Decreto-Ley 16/2012 se caracterizaba por tener una regulación obsoleta, la cual ponía prácticamente toda la atención en lo que a precios se refiere, dejando la regulación sobre cantidades de lado. Hasta 2010 el gasto evolucionaba simultáneamente con las cantidades (recetas), mientras que en 2010 se empiezan a establecer rebajas en los precios. Es en 2012 cuando se incrementan los copagos con el objetivo de disminuir el enorme gasto que suponían los fármacos en aquél entonces, además de reducir el exceso de consumo de medicamentos que se estaba dando, ya que el consumo de

medicamentos por persona en España se había situado entre los más elevados en el contexto internacional.

El principal objetivo de este trabajo ha sido el de intentar identificar el efecto que tuvo dicho copago, en nuestro caso, en los pensionistas con renta inferior a 100.000€, puesto que supuso un cambio importante en las condiciones y límites de aportación, además de desfinanciar a una gran lista de medicamentos antes cubiertos, y comprobar si realmente la implantación del Real Decreto consigue disminuir el exceso de consumo de medicamentos y así frenar el gasto público farmacéutico.

Vimos que la modificación y reestructuración del copago mediante el Real Decreto-ley de 2012 tiene dos efectos importantes:

El primero y más directo es el efecto sobre el gasto de los pensionistas en medicamentos, ya que el Real Decreto-ley de 2012 hace que aumente de forma instantánea la aportación de este grupo en una cantidad notable. Pudimos ver como este aumento instantáneo en aportación fue de entre 1,4 y 4 euros por trimestre con respecto a la aportación de los activos, según grupo de medicamentos. Aparte de este efecto instantáneo vimos también que hay un efecto en tendencia que afecta solamente a ciertos grupos de medicamentos, y que se apreciaba como en ellos a medida que transcurre el tiempo el gasto en medicamentos sigue aumentando cada vez más.

El segundo efecto es aquél que recae sobre la demanda (consumo) de medicamentos, puesto que sabemos que un aumento en los precios, en este caso en la aportación de los pensionistas, provoca rápidamente una contracción en la demanda de medicamentos, tal y como demostramos en los resultados del modelo de demanda. El aumento en aportación para el grupo de estudio de pensionistas fue de un 10% según establecía el Real Decreto-Ley 16/2012, de 20 de abril, teniendo como resultado una reducción instantánea en el consumo de entre dos y cuatro recetas por trimestre aproximadamente, según grupo de medicamentos. Al igual que con el gasto, también el consumo posterior al Real Decreto se ve afectado por un cambio en tendencia, en este caso solamente en el grupo de agentes que actúan sobre el sistema renina-angiotensina (C09), donde el consumo cae cada vez más a lo largo del

tiempo comparado con el consumo por parte de los activos. Sin embargo, si en lugar de mirar el efecto neto miramos el efecto bruto, es decir, la evolución del consumo de medicamentos por parte de los pensionistas sin tener en cuenta al grupo de activos, se aprecia cómo aunque sigue habiendo una caída abrupta de la cantidad dispensada, hay una tendencia subyacente hacia la recuperación de la tendencia previa.

Referencias Bibliográficas

Atella, V. Peracchi, F., Depalo, D. and Rossetti, C. (2006). "Drug compliance, co-payment and health outcomes: Evidence from a panel of Italian patients". *Health Economics*, 875–892.

Augurzky, B., Thomas K. Bauer, Scchaffner, S. (2006). "Copayments in the German Health System: Does it work?". *IZA*, 1-17.

Blais, L., Couture, J., Rahme, E., LeLorier, J. (2003). "Impact of a cost sharing drug insurance plan on drug utilization among individuals receiving social assistance". *Health Policy*, 163-172.

Contoyannisa, P., Hurleya, J., Grootendorstb, P., Jeona, S. (2005). "Estimating the price elasticity of expenditure for prescription drugs in the presence of non-linear price schedules: an illustration from Quebec, Canada". *Centre for Health Economics and Policy Analysis, McMaster University*, 909-923.

Puig-Junoya, J., García-Gómez, P., Casado-Marínc, D. (2010). "Co-payments and the demand for pharmaceuticals: Evidence from Italy". *Tinbergen Institute*, 1-31.

Kima, J., Kob, S., Yanga, B. (2005). "The effects of patient cost sharing on ambulatory utilization in South Korea". *Health Policy*, 293-300.

Nolan, A. (2008). "Evaluating the impact of eligibility for free care on the use of general practitioner (GP) services: A difference-in-difference matching approach". *Social Science & Medicine*, 67, 1164-1172.

Puig--Junoy J. ¿Quién teme al copago?: el papel de los precios en nuestras decisiones sanitarias: Los Libros del Lince; 2012.

Chernew ME, Newhouse JP. What does the RAND Health Insurance Experiment tell us about the impact of patient cost sharing on health outcomes? *The American journal of managed care*. 2008; 14(7):412.

Pauly MV. Insurance and Drug Spending. *The Oxford Handbook of the Economics of the Biopharmaceutical Industry*. 2012:336.

Loewenstein G, Asch DA, Friedman JY, Melichar LA, Volpp KG. Can behavioural economics make us healthier? *BMJ*. 2012; 344.

Gonzalez Lopez---Valcarcel B, Librero J, Sanfelix---Gimeno G, Peiro S. Are prescribing doctors sensitive to the price that their patients have to pay in the Spanish National Health System? *BMC Health Serv Res*. 2011.11-333.

Sinnott S---J, Buckley C, David O, Bradley C, Whelton H. The effect of copayments for prescriptions on adherence to prescription medicines in publicly insured populations; a systematic review and meta---analysis. *PLoS One*. 2013;8(5):e64914.

Kiil A, Houlberg K. How does copayment for health care services affect demand, health and redistribution? A systematic review of the empirical evidence from 1990 to 2011. *The European Journal of Health Economics*. 2014;15(8):813---28.

Cherkin DC, Grothaus L, Wagner EH. Is magnitude of co---payment effect related to income? Using census data for health services research. *Social science & medicine*. 1992;34(1):33---41.

Chernew ME, Newhouse JP. What does the RAND Health Insurance Experiment tell us about the impact of patient cost sharing on health outcomes? *The American journal of managed care*. 2008;14(7):412.

Pauly MV. Insurance and Drug Spending. *The Oxford Handbook of the Economics of the Biopharmaceutical Industry*. 2012:336.

Loewenstein G, Asch DA, Friedman JY, Melichar LA, Volpp KG. Can behavioural economics make us healthier? *BMJ*. 2012;344.

Gonzalez Lopez---Valcarcel B, Librero J, Sanfelix---Gimeno G, Peiro S. Are prescribing doctors sensitive to the price that their patients have to pay in the Spanish National Health System? *BMC Health Serv Res*. 2011;11:333.

Kiil A, Houlberg K. How does copayment for health care services affect demand, health and redistribution? A systematic review of the empirical evidence from 1990 to 2011. *The European Journal of Health Economics*. 2014;15(8). 813-28.

Cherkin DC, Grothaus L, Wagner EH. Is magnitude of co---payment effect related to income? Using census data for health services research. *Social science & medicine*. 1992; 34 (1). 33--41.

Van Doorslaer E, Wagstaff A, Van der Burg H, Christiansen T, Citoni G, Di Biase R, et al. The redistributive effect of health care finance in twelve OECD countries. *Journal of health economics*. 1999; 18 (3):291---313.