Medical Expenses in Spain: Estimations of the Almost Ideal Demand System and of the Rotterdam Model

Perchín Milián, Celia and Cañoto Martínez, Miguel

Universidad de Zaragoza, Universidad de Zaragoza

26 February 2019

Gastos Médicos en España:

Estimaciones del Sistema de Demanda Casi Ideal y del Modelo de Rotterdam

Celia Perchín-Milián y Miguel Cañoto-Martínez

Universidad de Zaragoza

España

Resumen

En este estudio analizamos los Gastos Médicos en España desde una perspectiva micro-econométrica. Observamos que el modelo microeconómico que mejor se asemeja con las preferencias de los consumidores españoles para los años 1980 a 2015 es el modelo Rotterdam dinámico y obtenemos una serie de valores para describir cómo se comporta el consumidor en la realidad. Las distintas categorías de Gastos Médicos presentan elasticidades totalmente diferentes. Vemos que gracias a la inversión pública, los productos médicos han pasado a comportarse como bienes de primera necesidad, mientras que la elasticidad de servicios y hospital ha aumentado. Sobre el análisis de las elasticidades precio, las elasticidades Marshallianas nos permiten constatar bienes complementarios brutos, mientras que las elasticidades precio Hicksianas nos confirman que los Gastos Médicos son sustitutivos netos.

Abstract

In this study we analyse Medical Expenses in Spain from a micro-econometric perspective. We observe that the microeconomic model that best resembles the preferences of Spanish consumers for the years 1980 to 2015 is the dynamic Rotterdam model and we obtain a series of values to describe how the consumer behaves in reality. The different categories of Medical Expenses present totally different elasticities. We see that thanks to public investment, medical products have come to behave as essential goods, while the elasticity of services and hospital has increased. On the analysis of price elasticities, the Marshallian elasticities allow us to see gross complementary goods, while the Hicksian price elasticities confirm that Medical Expenses are net substitutes.

Palabras clave: Gastos médicos, España (1980-2015), Sistemas de Demanda

JEL Classification: D12, D13

1.INTRODUCCIÓN

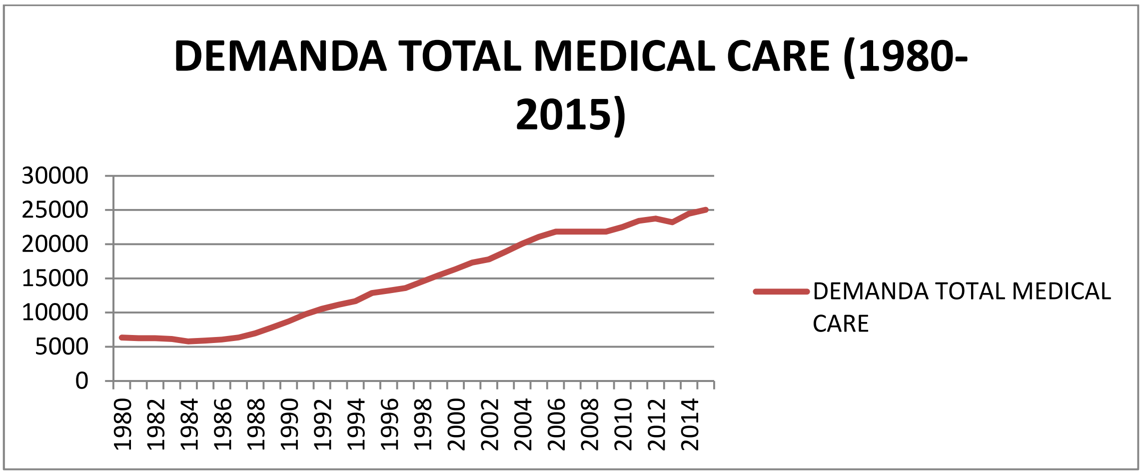
El estudio de los patrones en los bienes de consumo, y más exactamente cómo se distribuye el consumo privado entre los diferentes bienes de consumo, ha generado un amplio interés a lo largo de la historia reciente, generando insumos clave para muchas aplicaciones, como los cambios en las políticas de financiamiento público y otras estimaciones de toda la economía. modelos (por ejemplo, Molina 1996, 2011, 2013, 2014, 2015 y García y Molina, 2017) con evidencia particular en España (Lorenzo, 1988; Molina, 1994, 1995, 1997, 1998, 1999, 2002).[1]

Este trabajo analiza la evolución en el consumo de asistencia médica en España a nivel de los hogares. Para ello trataremos de descubrir qué modelo microeconómico representa de manera más exacta las preferencias de los hogares españoles.

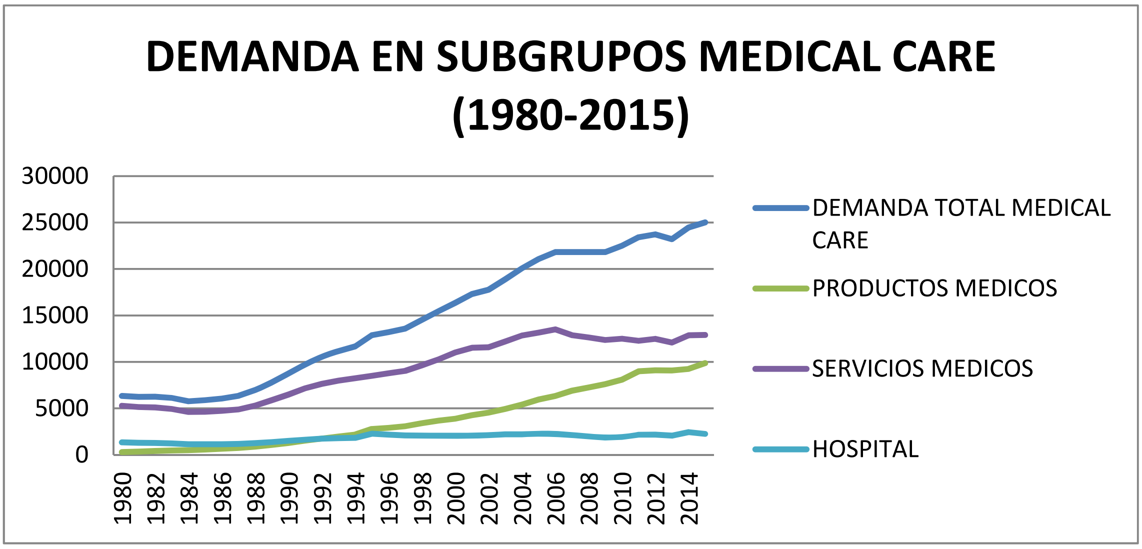
Someteremos a los modelos “Almost Ideal DemandSystem” (AIDS) y Rotterdam (ROT) a diferentes pruebas para los productos estudiados con el objetivo de comprobar que no tengan autocorrelación, además de estudiar su homogeneidad, y simetría. Con esto, se podrá elegir un modelo que represente de una forma más cercana a la realidad las preferencias de los hogares, para así calcular las elasticidades rentas y las elasticidades precio hicksiana y marshalliana, cuya interpretación es indispensable para conocer qué variables y de qué manera afectan a la demanda de los hogares. Los datos utilizados proceden de las cuentas nacionales de la OCDE, centrándonos en gastos médicos (medicar care). El gasto en asistencia médica es importante en el análisis del consumo de las familias. Con este estudio se podrán conocer el comportamiento del gasto de los hogares españoles en este campo.

Consideramos importante realizar un análisis previo a la estimación de modelos a través del programa informático. Se pretende obtener una primera visión del comportamiento de la demanda de este conjunto de datos en el periodo analizado (1980-2015). Resulta de especial importancia este análisis gráfico ya que nos puede aproximar a los resultados que vamos a obtener, así como advertir de posibles complicaciones futuras en la estimación de los modelos.

[1] Gil y Molina (2007, 2009) para Alcohol, Molina (1993, 1994, 1995, 1997) para Alimentación, Molina (1997) para Bienes de Transporte; Molina (1999) para Ocio o Molina et al. (2015, 2016, 2017) para bienes culturales.



Podemos observar una clara tendencia creciente a lo largo del periodo analizado. En temas puramente métricos destacar que contamos con la totalidad de observaciones y ninguna de ellas es nula. Este claro aumento de demanda de servicios médicos está relacionado con una mejora en el Estado de Bienestar de España. El acceso a la sanidad pública se ha visto mejorado tras el paso de los años así como su calidad.



Por componentes de demanda, el subgrupo que presenta mayores niveles de demanda es el de servicios médicos, en segundo lugar productos médicos y por último hospital. Destacar que los tres subgrupos se han visto incrementados en el tiempo, esto se traduce en un mayor consumo de la población actual respecto a la pasada de este tipo de "producto". Queda de manifiesto que actualmente la atención médica posee un peso más importante en nuestro presupuesto individual como consumidor.

2.MODELOS MICROECONÓMICOS

Los modelos empleados en este trabajo para estimar las diferentes elasticidades que repercuten en el consumo de atención médica son sistema de demanda casi ideal (AIDS) y Rotterdam. Una vez estimados se han realizado contrastes econométricos para asegurar que el modelo cumple correctamente las propiedades de no autocorrelación, homogeneidad y simetría.

Los modelos utilizados son catalogados como modelos unitarios, a través de ellos obtenemos las ecuaciones de demanda para cada individuo en los que relacionamos la variable endógena (cantidad demandada) con las exógenas (precios y renta). Una vez obtenidas las mismas es cuando podemos comenzar a analizar las diferentes elasticidades precio Marshallianas y Hicksianas.

Un paso previo al desarrollo de los modelos es la comprobación del cumplimiento de ciertas propiedades desarrolladas en la teoría económica. Estas propiedades pueden introducirse en el modelo como restricciones en la especificación empírica. Las cinco propiedades son: condición de agregación de Engel, condición de agregación de Cournot, homogeneidad, simetría y negatividad.

2.1.SISTEMA DE DEMANDA CASI IDEAL

El sistema de demanda casi ideal (AIDS) de Deaton y Muellbauer (1980a) presenta una forma que se deriva de una función de gasto que caracteriza las preferencias PIGLOG:

$$\log c(p,u) = (1-u) \log a(p) + u \log b(p)$$

donde $0 < u < 1$, de forma que las funciones linealmente homogéneas a(p) y b(p) se pueden interpretar como el gasto de subsistencia ($u = 0$) y aquél que corresponde a una situación de máxima satisfacción ($u = 1$). Los autores eligen log a(p) y log b(p) de tal manera que la función de gasto resultante sea una forma flexible:

$$loga(p) = \alpha_0 + \sum_{k}^{n} \alpha_k \, logp_k + \frac{1}{2}\sum_{k}^{n}\sum_{j}^{n} \gamma^{*}{}_{kj} \, logp_k logp_j$$

$$\log b(p) = \log a(p) + \ \beta_0 \prod_{k} p_k{}^{bk}$$

Sustituyendo obtenemos la siguiente función de gasto:

$$log\ c(p,u)\ =\ log\ a(p)\ -\ u\ log\ a(p)\ +\ u\ log\ b(p)\ =$$

$$=\ log\ a(p)\ -\ u\ log\ a(p)\ +\ u\ log\ a(p)\ +\ u\beta_0 \prod_k p_k{}^{bk}\ =$$

$$=\ log\ a(p)\ +\ u\beta_0 \prod_k p_k{}^{bk}$$

$$log\ c(p,u)\ = \alpha_0 + \sum_k^n \alpha_k\ logp_k + \frac{1}{2}\sum_k^n \sum_j^n \gamma^*{}_{kj}\ logp_k logp_j +\ u\beta_0 \prod_k p_k{}^{bk}$$

Donde αo, βi y $\gamma *\ _{ij}$ son parámetros.

Las funciones de demanda se obtienen a partir de la función de costes aplicando el Teorema de Hotelling:

$$\frac{\partial c(p,u)}{\partial pi} =\ hi$$

multiplicando ambos lados de la igualdad por pi/c(p,u):

$$\frac{\partial c(p,u)}{\partial pi}\frac{pi}{pi\ c(p,u)} = \frac{\partial\ log\ c(p,u)}{\partial\ log\ pi} = \frac{pihi}{c(p,u)} = w_i$$

donde wi es la participación presupuestaria en el bien i.

Para obtener esta derivada logarítmica comenzamos:

$$log\ c(p,u) = \alpha o + \alpha 1\ log\ p1 + \cdots + \alpha i\ log\ pi + \cdots + \alpha n\ log\ pn +$$

$$+\frac{1}{2}\gamma^*11\ \ (log\ p1)\ 2 + \cdots + \frac{1}{2}\gamma^*1i\ \ log\ p1\ log\ pi + \cdots + \frac{1}{2}\gamma^*1n\ \ log\ p1\ log\ pn +$$

$$+\frac{1}{2}\gamma^*21\ \ log\ p2\ log\ p1 + \cdots + \frac{1}{2}\gamma^*2i\ log\ p2\ log\ pi + \cdots + \frac{1}{2}\gamma^*2n\ \ log\ p2\ log\ pn + \ldots +$$

$$+\frac{1}{2}\gamma^*i1\ \ log\ pi\ log\ p1\ + \cdots + \frac{1}{2}\gamma^*ii\ \ log(pi\ )\ 2 + \cdots + \frac{1}{2}\gamma^*in\ \ log\ pi\ log\ pn\ + \cdots + +\ 1\ 2$$
$$\gamma^*n1\ \ log\ p2\ log\ p1 + \cdots + \frac{1}{2}\gamma^*ni\ \ log\ pn\ log\ pi + \cdots + \frac{1}{2}\gamma^*nn\ \ (log\ pn\ )^2\ \ +$$

$$+u\beta op1\ \beta 1p2\ \beta 2 \ldots pi^{\ \beta i} \ldots pn^{\ \beta n}$$

Derivando:

$$\frac{\partial\ log\ c(p,u)}{\partial\ log\ pi} = \alpha i + \frac{1}{2}\gamma^*1i\ \ \log p1 + \frac{1}{2}\gamma^*2i\ \ \log p2 + \cdots + \gamma^*ii\ \ \log pi + \cdots + \frac{1}{2}\gamma^*ni\ \ \log pn +$$

$$+\frac{1}{2}\gamma^{*}i1\ \log p1+\frac{1}{2}\gamma^{*}i2\ \log p2+\cdots+\frac{1}{2}\gamma^{*}in\ \log pn+\cdots+u\beta op1\,\beta 1\ldots pn\,\beta n\frac{\partial\,(pi^{\beta i})}{\partial\log pi}$$

Dado que:

$$\frac{\partial\,(pi^{\beta i})}{\partial\log pi}=\frac{\partial\,(pi^{\beta i})}{\partial pi}\frac{\partial\ pi}{\partial\log pi}=\beta ipi^{\mathrm{\beta i-1}}\ pi=\beta ipi^{\ \beta i}$$

Obtenemos:

$$wi=\alpha i+\sum_{\mathrm{j}}^{\mathrm{n}}\mathrm{\gamma ij}\log pj+\beta iu\beta o\prod_{k}pk^{\beta i}\quad \text{siendo}\qquad \gamma_{ij}=\frac{1}{2}(\gamma *_{ij}+\gamma *_{ji})$$

El agente racional gastará íntegramente su renta: $\mathrm{y}=\mathrm{c(p,u)}\rightarrow\log\mathrm{y}=\log\mathrm{c(p,u)}$

$$\log c(p,u)=\alpha_o+\sum_{k}^{n}\alpha_k\log p_k+\frac{1}{2}\sum_{k}^{n}\sum_{j}^{n}\gamma_{kj}^{*}\log p_k\log p_j+\ u\beta_o\prod_{k}p_k^{\beta_k}$$

donde:

$$u\beta_o\prod_{k}p_k^{\beta_k}=\log y-\alpha_o-\sum_{k}^{n}\alpha_k\log p_k-\frac{1}{2}\sum_{k}^{n}\sum_{j}^{n}\gamma_{kj}^{*}\log p_k\log p_j$$

y, sustituyendo en las demandas Hicksianas, obtenemos las Marshallianas:

$$w_i=\alpha_i+\sum_{j}^{n}\gamma_{ij}\log p_j+\beta_i\left[\log y-\alpha_o-\sum_{k}^{n}\alpha_k\log p_k-\frac{1}{2}\sum_{k}^{n}\sum_{j}^{n}\gamma_{kj}^{*}\log p_k\log p_j\right]$$

$$w_i=\alpha_i+\sum_{j}^{n}\gamma_{ij}\log p_j+\beta_i\log\frac{y}{P}(i=1,\ldots,n)$$

$$\log P=\alpha_o+\sum_{k}^{n}\alpha_k\log p_k+\frac{1}{2}\sum_{k}^{n}\sum_{j}^{n}\gamma_{kj}^{*}\log p_k\log p_j$$

Así pues, el AIDS para n bienes incluye n ecuaciones con n+2 parámetros por ecuación:

$$\begin{cases} w_1=\alpha_1+\gamma_{11}\log p_1+\gamma_{12}\log p_2+\cdots+\gamma_{1i}\log p_i+\cdots+\gamma_{1n}\log p_n+\beta_1\log\frac{y}{P}\\ w_2=\alpha_{12}+\gamma_{21}\log p_1+\gamma_{22}\log p_2+\cdots+\gamma_{2i}\log p_i+\cdots+\gamma_{2n}\log p_n+\beta_2\log\frac{y}{P}\\ \ldots\\ w_n=\alpha_{n1}+\gamma_{n1}\log p_1+\gamma_{n2}\log p_2+\cdots+\gamma_{ni}\log p_i+\cdots+\gamma_{nn}\log p_n+\beta_n\log\frac{y}{P}\end{cases}$$

A través del modelo planteado se pueden comprobar las restricciones planteadas anteriormente (agregación, homogeneidad, simetría y negatividad). Además, se pueden especificar las diferentes elasticidades:

La elasticidad precio Marshalliana es

$$e_{ij}^{y} = -\delta_{ij} + \frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j}$$

La elasticidad renta es

$$e_i = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log y} = 1 + \frac{\partial \log w_i}{\partial \log p_j} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \qquad (\, i, j = 1, \dots, n)$$

La elasticidad precio Hicksiana es

$$e_{ij}^{u} = e_{ij}^{y} + e_i w_j$$

2.2.MODELO ROTTERDAM

El modelo de Rotterdam no se asocia a ninguna función de utilidad concreta. Fue propuesto inicialmente por Barten (1964 y 1967) y Theil (1965) y desarrollado después por Theil (1975 y 1976). Partimos de un sistema de demanda genérico que lo aproximamos directamente mediante su diferenciación logarítmica:

$$q_i = q_i(p, y)(i = 1, \dots, n)$$

$$dlogq_i = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_1} dlogp_1 + \cdots + \frac{\partial logq_i}{\partial logp_n} dlogp_n + \frac{\partial logq_i}{\partial logy} dlogy$$

$$= \sum_{j}^{n} \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} dlogp_j + \frac{\partial \log q_i}{\partial \log y} dlogy$$

$$dlogq_i = \sum_{j}^{n} e_{ij}^{y} dlogp_j + e_i dlogy$$

siendo eijy y ei la elasticidad precio Marshalliana y la elasticidad renta, respectivamente. Para obtener la ecuación de demanda, recordamos la Ecuación de Slutsky:

$$e_{ij}^{y} = \quad e_{ij}^{u} - w_j e_i.$$

Sustituyendo:

$$dlogq_i = \sum_j^n e_{ij}^u dlogp_j + e_i dlogy - \sum_j^n w_j e_i \log p_j =$$

$$= \sum_j^n e_{ij}^u dlogp_j + e_i \left[dlogy - \sum_j^n w_j \log p_j \right]$$

Multiplicando ambas por wi

$$w_i d \log q_i = \sum_j^n w_i e_{ij}^u dlogp_j + w_i e_i \left[dlogy - \sum_j^n w_j d \log p_j \right]$$

obtenemos:

$$\theta_{ij}^* = w_i e_{ij}^u = \frac{p_i q_i}{y} \frac{p_j}{q_i} \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right)_u = \frac{p_i p_j}{y} \left(\frac{\partial q_i}{\partial p_j} \right)_u$$

$$\mu_j = w_j e_i = \frac{p_j q_j}{y} \frac{y}{q_i} \frac{\partial q_i}{y} = p_j \frac{\partial q_i}{\partial y}$$

Entonces

$$w_i d \log q_i = \sum_j^n \theta_{ij}^* dlogp_j + \mu_j \left[dlogy - \sum_j^n w_j d \log p_j \right]$$

El término entre corchetes es $dlog\bar{y}$ donde: $\bar{y} = y/p$

Para verlo, diferenciamos la ecuación presupuestaria:

$$y = \sum_j^n p_j q_j$$

$$dy = \sum_j^n p_j dq_j + \sum_j^n q_j \, dp_j \rightarrow \frac{dy}{y} = \sum_j^n \frac{p_j q_j}{y} \frac{dq_j}{q_j} + \sum_j^n \frac{q_j q_j}{y} \frac{dp_j}{p_j} \rightarrow$$

$$\rightarrow dlogy = \sum_j^n w_j dlogq_j + \sum_j^n w_j dlogp_j = dlogq + dlogp$$

Entonces:

$$dlog\bar{y} = d\log y - d\log p = d\log y - \sum_{j}^{n} w_j dlogp_j$$

Consiguientemente, el Modelo de Rotterdam viene expresado por:

$$w_i d\log q_i = \sum_{j}^{n} \theta_{ij}^{*} dlogp_j + \mu_j\, dlog\bar{y}$$

$$w_i d\log q_i = \theta_{i1}^{*} dlog\, p_1 + \cdots + \theta_{in}^{*} dlogp_n + \mu_j dlog\bar{y} \quad (i = 1, \ldots, n)$$

Así pues, el sistema completo de ecuaciones de demanda Rotterdam para n bienes incluye n ecuaciones con n+1 parámetros por ecuación:

$$\begin{cases} w_1 d\log q_1 = \theta_{11}^{*} dlogp_1 + \cdots + \theta_{1n}^{*} dlogp_n + \mu_1 dlog\bar{y} \\ w_2 d\log q_2 = \theta_{21}^{*} dlogp_1 + \cdots + \theta_{2n}^{*} dlogp_n + \mu_2 dlog\bar{y} \\ \ldots \\ w_n d\log q_n = \theta_{n1}^{*} dlogp_1 + \cdots + \theta_{nn}^{*} dlogp_n + \mu_n dlog\bar{y} \end{cases}$$

Se pueden verificar las condiciones anteriormente nombradas y especificar las diferentes elasticidades. La elasticidad precio hicksiana es:

$$e_{ij}^{u} = \frac{\theta_{ij}^{*}}{w_i} \qquad (i, j = 1, \ldots, n)$$

La elasticidad renta es

$$e_i = \frac{\mu_i}{w_i} \quad (i = 1, \ldots, n)$$

Y através de la ecuación de Stlusky obtenemos la elasticidad precio marshalliana:

$$e_{ij}^{y} = e_{ij}^{u} - w_j e_i \quad (i, j = 1, \ldots, n)$$

3.MODELO ESTIMADO

La primera conjunta estimación se trata del modelo AIDS en versión estática (Zellner, 1962):

$$
\begin{cases}
w_{1t} = \alpha_{10} + \gamma_{11}\log p_{1t} + \cdots + \beta_{1n+1}\log\left(\frac{Y_t}{P_t^*}\right) + u_{1t} \\
w_{2t} = \alpha_{20} + \gamma_{21}\log p_{1t} + .. + \beta_{2n+1}\log\left(\frac{Y_t}{P_t^*}\right) + u_{2t} \\
\cdots \\
w_{n-1t} = \alpha_{n-10} + \gamma_{n-11}\log p_1 + \cdots + \beta_{n-1n+1}\log\left(\frac{Y_t}{P_t^*}\right) + u_{n-1t}
\end{cases}
$$

Comenzamos analizando los posibles problemas de autocorrelación existentes en el modelo. Para ello utilizamos el test de Harvey (Harvey, 1982), que presenta un valor de H=56.2718 y con un p-valor 0.0000. Por lo tanto rechazamos la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación. Nuestro modelo AIDS estático no es válido.

Continuamos el análisis del modelo contrastando las propiedades de simetría y homogeneidad para nuestro modelo. Como los p-valores del contraste de de 0.05 rechazamos la hipótesis nula de homogeneidad y simetría. Como conslusión, el modelo presenta varios problemas de estimación, no cumple con los requisitos establecidos y no será válido para nuestro estudio.

Pasamos ahora a estimar la versión dinámica de AIDS. Realizamos los pasos anteriores para determinar si el modelo cumple con los requisitos minimos. Para comprobar la no existencia de autocorrelación utilizamos el test de Harvey. Según el mismo obtenemos un valor de H= 1.4810 y su respectivo p-valor = 0.4769 . Los datos anteriores nos muestran que este modelo no presenta poblemas de autocorrelación. Aceptamos la hipótesis nula.

Seguimos el análisis contrastando homogeneidad y simetría. Los p valores obtenidos, al igual que en el AIDS estático, son practicamente nulos. No podemos aceptar la hipótesis nula de homogeneidad y simetría por tanto debemos desechar este modelo.

Como conclusión, ninguna de las dos versiones de AIDS (estático y dinámico) se asemejan con nuestra partida de gasto de consumo español, atención médica. Por ello debemos recurrir a la especificación de un modelo alternativo.

Continuamos nuestro análisis con el modelo Rotterdam estático:

$$
\begin{cases}
w_{1t} d \log q_{1t} = \theta^*_{11} dlogp_{1t} + \cdots + \mu_1 dlog\bar{y}_t + u_1 \\
w_{2t} d \log q_{2t} = \theta^*_{21} dlogp_{1t} + \cdots + \mu_2 dlog\bar{y}_t + u_2 \\
\ldots \\
w_{n-1t} d \log q_{n-1t} = \theta^*_{n-11} dlogp_{1t} + \cdots + \mu_{n-1t} dlog\bar{y}_t + u_{n-1t}
\end{cases}
$$

La primera hipótesis nula que establecemos es la no existencia de autocorrelación. Obtenemos un valor de test de H= 0.3231 y un p- valor de 0.8508. Con un p-valor superior al 0.05 aceptamos la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación.

El test de homogeneidad y simetría nos revela que los p-valores obtenidos son menores que 0.05, por tanto rechazamos la hipótesis nula. Concluimos que, a pesar de que se cumple la no autocorrelación, la restricción de homogeneidad y simetría no. Es por ello que debemos estimar el Rotterdam dinámico.

Los resultados obtenidos en autocorrelación para el modelo dinámico muestran que no existe autocorrelación. Aceptamos la hipótesis nula con un valor de estadístico de H= 0.5508 y su respectivo p-valor de 0.7593.

La condición de homogeneidad y simetría no se cumple en una ecuación para un nivel de significación de 0.05. Por tanto hemos recurrido a añadir un segundo retardo para comprobar si la estimación es correcta.

Con un segundo retardo, obtenemos p-valores que cumplen la hipótesis al 1% pero no al 5%. Tras comprobar que incluyendo un tercer retardo, los valores del test son peores. Aceptamos que existe homogeneidad y simetría a un nivel de significación del 1%. Por lo tanto, el modelo que se asemeja con el grupo de gasto de atención medica en España para el periodo de tiempo 1980-2015 es el modelo Rotterdam dinámico.

4.RESULTADOS EMPIRICOS

Los valores de los parámetros estimados son los siguientes:

VARIABLES	Z5_1	Z5_2
dlP5_1 (θ)	-0.470***	0.417***
	(0.039)	(0.047)
dlP5_2 (θ)	0.152	-0.579***
	(0.094)	(0.110)
dlP5_3 (θ)	0.098	0.239***
	(0.073)	(0.085)
dlYWP5_ (μ)	0.129***	0.635***
	(0.031)	(0.040)
LZ5_1 (α)	0.026	
	(0.020)	
LZ5_2 (α)		0.026
		(0.020)
R-squared	0.915	0.980
Standard errors in parentheses		
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1		

A través del Rotterdam en su forma dinámica calcularemos las elasticidades precio Hicksianas y Marshallianas del grupo atención médica.

Hay que tener en cuenta que la elasticidad precio Hicksiana recoge el efecto renta, mientras que la elasticidad precio Marshalliana recoge tanto el efecto renta como el efecto substitución, por lo que podemos saber si el consumidor, ante un aumento del precio, ha podido evitar una pérdida de poder adquisitivo cambiando el consumo de un bien a otro bien.

La primera elasticidad que analizamos es la elasticidad renta.

E1R	.9193464
E2R	.9532972
E3R	1.350.085

Year	1980	1988	1994	2008	2013	2015
E1R1	4,8678***					
E2R1	0,8057***					
E3R1	0,9500***					
E1R2		1,6899***				
E2R2		0,8643***				
E3R2		1,0915***				
E1R3			1,1205***			
E2R3			0,9161***			
E3R3			1,2348***			
E1R4				0,6005***		
E2R4				1,0666***		
E8R4				2,0446***		
E1R5					0,5102***	
E2R5					1,1851***	
E8R5					2,0653***	
E1R6						0,5050***
E2R6						1,1960***
E8R6						2,0491***

Comenzamos el análisis comentando la evolución de la elasticidad renta a lo largo del periodo para el primer subgrupo de gasto, productos médicos.

Al principio del periodo (1980) el subgrupo productos médicos presentaba elasticidades mayores que uno, por tanto es considerado como bien de lujo. Según el paso del tiempo, el valor de la elasticidad va disminuyendo hasta tener un comportamiento relativamente inelástico. Siendo el valor en 2015 de 0.5 , lo que se traduce en un bien de primera necesidad. Suponemos que este descenso y cambio en la percepción del producto por parte del consumidor es debido a la mejora por parte del estado a las inversiones del gobierno, sobre todo en los años 80 en sanidad.

El siguiente componente analizado son servicios médicos. En todo el periodo analizado tiene valores entorno a la unidad. A lo largo del tiempo, el valor de la elasticidad renta ha aumentado, pasando de 0.8057 en 1980 a 1.1960 en 2015. Considerándolo actualmente como un bien normal.

Por último, en cuanto al consumo hospitalario, presenta una evolución parecida al último subgrupo analizado. Con aumentos en su elasticidad a lo largo del tiempo, con un valor de 2.0491 en 2015. En la actualidad se podría decir que este subgrupo tiene unos comportamientos de bien de lujo, al presentar valores superiores a la unidad.

En segundo lugar, las elasticidades precio Marshallianas.

E11M	**-2,0186**
E12M	1,5897
E13M	-0,1689
E21M	0,3927
E22M	**-1,7173**
E23M	0,3714
E31M	-0,2443
E32M	1,5067
E33M	**-2,6126**

Comenzamos analizando las elasticidades precio directas. Según las mismas los tres subgrupos presentan una demanda normal, al ser la elasticidad menor que cero. Y dentro de una categoría de demanda normal, al ser en términos absolutos mayores que la unidad, se clasifica como bienes con demanda elástica.

Analizando las elasticidades cruzadas. Las conclusiones que obtenemos son : ql subgrupo productos médicos es sustitutivo de servicios y complementario de consumo hospitalario ya que las respectivas elasticidades son positiva la primera y negativa la segunda.

En segundo lugar, la elasticidad cruzada de servicios médicos refleja en ambos casos que es sustitutiva bruta de productos y consumo hospitalario, al ser positiva en ambos casos.

Por último, servicios hospitalarios es complementario bruto de productos (elasticidad precio cruzada negativa) y sustitutivo bruto de servicios médicos (elasticidad precio cruzada positiva).

En cuanto a las elasticidades precio Hicksianas:

E11H	**-1,8194**
E12H	1,7890
E13H	0,0304
E21H	0,5993
E22H	**-1,1005**
E23H	0,5012
E31H	0,0484
E32H	2,3803
E33H	**-2,4286**

Las elasticidades precio Hicksianas presentan unas elasticidades muy similares a las elasticidades precio Marshallianas anteriormente analizadas.

En cuanto a las elasticidades directas, presentan unos valores (en valor absoluto) mayores de 1, por lo que tanto productos médicos, como servicios y consumo hospitalario deberían ser considerados como bienes normales.

En las elasticidades cruzadas, observamos unos datos positivos entre todas las relaciones de los tres productos, por lo que se comportan como sustitutivos netos.

5.CONCLUSIONES

Tas concluir que el modelo microeconómico que mejor se asemeja con las preferencias de los consumidores españoles para los años 1980 a 2015 es el modelo Rotterdam dinámico, obtenemos una serie de valores microeconómicamente fundamentales para describir cómo se comporta el consumidor en la realidad.

En nuestro grupo analizado Gastos Médicos los diferentes subgrupos presentan elasticidades y evolución de estas totalmente diferentes. Vemos como gracias a la inversión pública los productos médicos han pasado a comportarse como bienes de primera necesidad. Mientras que la elasticidad de servicios y hospital ha aumentado.

Sobre el análisis de las elasticidades precio, la relación entre las diferentes categorías de gasto, en términos brutos la relación entre ellas no es clara. Contrario a lo que obtenemos si analizamos las elasticidades precio Hicksianas, donde concluimos que son sustitutivos netos entre ellos.

REFERENCIAS

Barten, A. (1964): "Consumer Demand Functions Under Conditions of Almost Additive Preferences".*Econometrica,* 32, 1-38.

Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980): "An Almost Ideal Demand System", *The American Economic Review*, 70, 312- 326.

Garcia, L. and Molina, J.A. (2017). "The household structure: recent international evolution.". MPRA Paper Nº 82049.

Gil, A.I. and Molina, J.A. (2007). “Human development and alcohol abuse in adolescence”. *Applied Economics*, 39, 1315-1323.

Gil, A.I. and Molina, J.A. (2009). “Alcohol demand among young people in Spain: an addictive QUAIDS”. *Empirical Economics*, 36, 515-530.

Harvey, A. (1982): "A Test of Misspecification for Systems of Equations", Mimeo.

Molina, J.A. (1993). “Evolución de la demanda de productos alimenticios en los países mediterráneos. Estimaciones del Sistema de Demanda Casi Ideal”. *Investigación Agraria. Economía*, 8, 331-347.

Molina, J.A. (1994). “Formulación del AIDS a partir de las demandas Frisch y de la función de beneficio en el consumo: evidencia empírica en España”. *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 4, 163-179.

Molina, J.A. (1994). “Predictions of Spanish food consumption using a demand system”. *MEDIT*, 5, 25-27.

Molina, J.A. (1994). “Food demand in Spain: an application of the Almost Ideal System”. *Journal of Agricultural Economics*, 45, 252-258.

Molina, J.A. (1995). “The intertemporal behavior of French consumers”. *Economie Appliquée*, 48, 175-191.

Molina, J.A. (1995). “Tratamiento de una base de datos internacional: homogeneización y conversión en paridades de poder de compra”. *Estudios de Economía Aplicada*, 4, 87-94.

Molina, J.A. (1996). “Testing for the utility maximization hypothesis of consumers using the revealed preference theory”. *International Journal of Consumer Studies*, 20, 131-143.

Molina, J.A. (1996). “Is Spanish consumer behaviour consistent with the utility maximization? A non-parametric response”. *Applied Economics Letters*, 3, 237-241.

Molina, J.A. (1997). “Estimación de la estructura intertemporal de la demanda de alimentos en España”. *Estudios de Economía Aplicada*, 7, 1-12.

Molina, J.A. (1997). “Two-stage budgeting as an economic decision making process for Spanish consumers”. *Managerial and Decision Economics*, 18, 27-32.

Molina, J.A. (1997). “Modelling the Spanish imports of vehicles using a source differentiated demands system”. *Applied Economics Letters*, 4, 751-755.

Molina, J.A. (1998). “Analysing the effects of price changes on the cost of living of consumers using true indices”. *Applied Economics Letters*, 5, 639-644.

Molina, J.A. (1999). “Is leisure weakly separable from consumption goods in Spain?” *Economie Apliquée*, 52, 125-143.

Molina, J.A. (2002). “Modelling the demand behavior of Spanish consumers using parametric and non-parametric approaches”. *Studies in Economics and Econometrics*, 26, 19-36.

Molina, J.A. (2011). *Household Economic Behaviors*, Editor, Springer.

Molina, J.A. (2013). “Altruism in the household: in-kind transfers in the context of kin selection”. *Review of Economics of the Household*, 11, 309-312.

Molina, J.A. (2014). “Altruism and monetary transfers in the household: inter- and intra generation issues”. *Review of Economics of the Household*, 12 (3), 407-410.

Molina, J.A. (2015). “Caring within the family: reconciling work and family life”. *Journal of Family and Economic Issues*, 36, 1-4.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2015).”Time dedicated by consumers to cultural goods: determinants for Spain.” MPRA WP 68430.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2016). “What do you prefer for a relaxing time at home: watching TV or listening to the radio?” *Applied Economics Letters*, 23, 1278-1284.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2016). “Internet and the elderly in Spain: time dedicated to search and communications.” MPRA WP 74419.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2016). “Time spent on cultural activities at home in Spain: Differences between wage-earners and the self-employed”. Documento de Trabajo. Facultad de Economía y Empresa. Universidad de Zaragoza. DTECONZ 2016-01.

Molina, J.A., Campaña, J.C. and Ortega, R. (2017). “Children’s interaction with the Internet: time dedicated to communications and games”. *Applied Economics Letters*, 24, 359-364.

Theil, H. (1965). "The Information Approach to Demand Analysis". *Econometrica*, 33,67-87

Zellner, A (1962):"An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias”. *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.