

Estudios de Economía Aplicada
Nº 10, 1998. Págs. 39-56

Peculiaridades de la demanda de la Tercera Edad en España. Elaboración de un índice de precios propio

CARRASCAL ARRANZ, U.
PÉREZ DOMÍNGUEZ, C.
Universidad de Valladolid

Esta versión incluye algunas correcciones sugeridas por un evaluador anónimo, las cuales nos han parecido interesantes y por las que le quedamos muy agradecidos.

RESUMEN

El propósito de este artículo es, por un lado, analizar las peculiaridades del consumo de la tercera edad en España y, por otro, elaborar un verdadero índice del coste de la vida propio de este colectivo.

Con este fin, proponemos un modelo de gasto, sólidamente fundamentado. Los resultados de su estimación son estadísticamente correctos y permiten inferir las preferencias originales. De esta forma, se comprueban unos gustos y necesidades diferenciados para la tercera edad.

A continuación, se evidencia el distinto impacto de la variación de los precios sobre el consumo de los hogares analizados, observándose algunas diferencias de interés con respecto al IPC oficial.

Palabras clave: Modelo de demanda AIDS, Tercera Edad, Integrabilidad de las Preferencias, Índices de precios, Verdadero Índice del Coste de la Vida.

SUMMARY

The purpose of this paper is, on the one hand, to analyse the peculiarities of the elderly consumption in Spain and, on the other, to elaborate a true index of the cost of living of this group.

In order to get these objectives, we propose a solidly made model of demand. The estimation of the model is statistically correct, and they allow us to recover the underlying preferences. In this way, we

prove a special structure of tastes for the Spanish elderly.

Finally, we demonstrate the different impact in the variation of the prices on the consumption of studied households, it is observed some interesting differences in relation to the Spanish official index of prices (IPC).

Key words: AIDS Demand Systems, The Elderly, Index of Prices, True Index of the Cost of Living.

Código Unesco: 5302 / 01 y 5307 / 15

Artículo recibido en abril de 1998. Revisado en junio de 1998.

1. Introducción

Todos cambiamos con la edad y es legítimo reconocer las diferentes necesidades de las familias atendiendo a la edad de sus miembros. Además, la tercera edad constituye un grupo demográfico importante y en rápido crecimiento en los países desarrollados. A pesar de ello, no tenemos noticia de ningún trabajo que analice explícitamente las peculiaridades del gasto de los mayores en España, utilizando un modelo microeconómico sólido y valiéndose de datos adecuados. Ésta es la primera laguna que pretendemos cubrir con esta investigación.

Por otra parte, parece correcto entender que una misma variación en los precios relativos de los bienes no influye con la misma intensidad en la asignación del gasto de las familias con miembros de mayor edad que en la generalidad de los hogares. Por tanto, para conocer la repercusión de la inflación en el consumo de los mayores, vamos a construir un verdadero índice del coste de la vida (VICV) específico de este colectivo, y a compararlo con un VICV general y con el IPC oficial publicado por el INE.

El resto del trabajo se estructura de la forma siguiente: En el epígrafe 2 se describe y estima el modelo de demanda, comprobando sus buenas propiedades microeconómicas. En el epígrafe 3 se propone la construcción de un VICV y se analizan sus diferencias teóricas con el IPC. En el apartado cuarto se comenta la estimación del modelo; en el quinto se efectúa una comparación de las pautas de consumo a nivel general y para la tercera edad. En el epígrafe 6 se calculan dos VICV, uno a nivel general y otro para la tercera edad, y se compara su evolución con la del IPC. En el último apartado aparecen las conclusiones más relevantes del trabajo.

2. Modelo de demanda

El modelo de demanda que hemos utilizado es el modelo de demanda casi ideal (AIDS) propuesto por Deaton y Muellbauer (1980), ya que a priori no restringe demasiado el comportamiento del consumidor. La función de utilidad indirecta que utilizan es

$$u = \psi(x, p) = \frac{\ln x - \ln \alpha(p)}{\beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i}} \quad (1)$$

siendo

$$\ln \alpha(p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (2)$$

La función de gasto es

$$\ln e(u, p) = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j + u \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (3)$$

Y se comprueba que si $\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1$, $\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \gamma_{ji} = \sum_{j=1}^n \beta_j = 0$, la función de gastos es homogénea de grado 1 en precios (el consumidor no sufre ilusión monetaria).

Las funciones de demanda hicksianas AIDS en forma de proporción del presupuesto son

$$W_i = \frac{\partial \ln e(u, p)}{\partial \ln p_i} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \quad (4)$$

Y las funciones de demanda marshallianas AIDS resultan

$$W_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln \left(\frac{x}{\alpha(p)} \right) \quad (5)$$

lo cual constituye un sistema de funciones de demanda que representa el total de gasto ($\sum W_i = 1$), es homogénea de grado cero en precios y gasto total tomados conjuntamente, y satisface la condición de simetría de Slutsky

$$\frac{\partial h_i}{\partial p_j} = \frac{\partial \left(\frac{W_i x}{p_i} \right)}{\partial p_j} = \frac{\partial h_i}{\partial p_i} = \frac{\left(\gamma_{ij} + \beta_i \beta_j u \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \right) x}{p_i p_j} \quad (6)$$

aunque teóricamente no se puede demostrar que el hessiano sea semidefinido negativo.

3. Verdadero índice del coste de la vida VS índice de precios al consumo

Como resulta conocido, los índices de precios tratan de medir el impacto que sobre el nivel de vida se deriva de un cambio en el vector de precios. Si el consumo se redujese a un único bien homogéneo, el índice de precios no sería más que un ratio entre el precio del bien en el momento t y el precio en el momento inicial. Ahora bien, las cestas de consumo se componen de una multiplicidad de bienes, lo que nos obliga a aproximar los cambios en los precios de los mismos mediante un ratio de gastos o costes monetarios.

Una primera opción para valorar el cambio en el coste de la vida consiste en comparar el coste monetario de una cesta de bienes suficientemente representativa

del nivel de vida¹ en los dos momentos de tiempo. Si adoptamos como tal la cesta consumida en el momento inicial tendremos un índice de precios tipo Laspeyres (Lp); si, por el contrario, tomáramos como cesta de referencia la consumida en el período final tendríamos un índice de precios de Paasche (Pp)

$$L_p = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} w_i}{\sum_{i=1}^n p_{i0} w_i}, w_i = p_{i0} q_{i0} \rightarrow L_p = \frac{\sum p_{it} q_{i0}}{\sum p_{i0} q_{i0}}$$

$$P_p = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} w_i}{\sum_{i=1}^n w_i}, w_i = p_{i0} q_{i0} > P_p = \frac{\sum p_{it} q_{it}}{\sum p_{i0} q_{it}} \tag{7}$$

Estos índices deben contemplar una serie de propiedades². De entre ellas, la que más nos interesa a la hora de observar la evolución de los índices a lo largo del tiempo es la de "proporcionalidad", esto es, el hecho de que si todos los precios aumentan en una misma proporción, el índice adoptado aumente también en esa misma proporción. Esta propiedad la cumple el índice de Laspeyres, pero no el de Paasche ya que las ponderaciones de los bienes que compara van cambiando según el período t adoptado, sirviendo sólo para comparar períodos dos a dos.

El Índice de Precios de Consumo (IPC) es definido por el Instituto Nacional de Estadística [INE (1993a, p. 55)] como "...una medida estadística de la evolución del conjunto de precios de los bienes y servicios que consume la población residente en España". El IPC correspondiente al período t se calcula utilizando un índice de Laspeyres:

$$I_t = 100 \sum_i W_i \frac{P_{it}}{P_{i0}} \tag{8}$$

donde W_i es la proporción que representa el gasto en ese bien i respecto al gasto total efectuado por los españoles; así pues, al tratarse de un índice que contempla la

1 Se puede definir nivel de vida como "el mínimo de necesidades de bienes y servicios de una persona o grupo de personas en un momento dado". Tomado de Ahijado M. y otros (1985).
 2. Éstas son: existencia, identidad, inversión, circularidad, y proporcionalidad. Acerca de estos índices véase Martín-Guzmán y Martín Pliego (1985).

evolución de los precios de partidas de consumo tan heterogéneas, se limita a tomar una media de los precios de cada una de esas partidas, ponderada por la importancia del gasto en esa partida respecto del gasto total. Las ponderaciones que se utilizan actualmente se han obtenido del análisis de la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 (EPF), y permanecerán fijas durante el período de vigencia del Sistema de Índices de Precios de Consumo base 1992 (unos 10 años).

Así pues, la limitación fundamental de este tipo de índices de precios es no tener en cuenta los continuos efectos de reasignación del presupuesto familiar entre las distintas partidas motivados por los cambios registrados en los precios de las mismas.

Una manera de solventar el anterior problema y de estimar, por tanto, de una forma más precisa el coste de la vida consiste en utilizar los denominados Verdaderos Índices del Coste de la Vida (VICV). De acuerdo con Konüs (1939, p.10) se trataría de comparar "... el coste monetario de dos combinaciones de bienes distintas que están relacionadas sólo porque el consumo de ambas proporciona un mismo grado general de satisfacción". De esta forma se tiene en cuenta el efecto sustitución asociado a los cambios de los precios e ignorado al tomar un cesta fija como patrón³.

Para ello se hace necesario formular y estimar un sistema de ecuaciones de demanda adecuado y efectuar comparaciones utilizando la función de gasto derivada del mismo. Esta función nos mide, precisamente, el coste mínimo de alcanzar un cierto nivel de utilidad dados los precios:

$$VICV_t = 100 \frac{e(u^R, p_1^t, \dots, p_n^t)}{e(u^R, p_0^1, \dots, p_n^1)} \quad (9)$$

donde u^R es el nivel de utilidad de referencia que se presume constante durante el período de estudio. El índice así construido satisface, además, la propiedad de la proporcionalidad, dado que la función de gasto es homogénea de grado uno en el vector de precios.

En este trabajo utilizamos el modelo AIDS⁴ expuesto en el apartado anterior para estimar estas funciones de gasto. Aunque admitimos como restrictivo considerar que se mantiene la estructura de demanda individual de las familias a lo largo del período de vigencia del índice, esta misma crítica puede plantearse a la actual estructura de ponderaciones con que se calcula el IPC, permitiéndose con nuestro índice al menos algún tipo de sustitución entre bienes.

3. Al respecto puede consultarse, por ejemplo, Muellbauer (1974, p. 112) y Villar (1996, pp.72 y ss.).

4. Aunque el modelo AIDS permite la incorporación de efectos de composición familiar sobre el consumo (véase por ejemplo Carrascal (1998)), en este trabajo tratamos de encontrar un único índice alternativo al IPC.

4. Estimación

En este trabajo hemos usado los datos proporcionados por la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990-91 de España (EPF)⁵; hemos de aclarar que estos ficheros no contienen los precios de cada uno de los bienes adquiridos, sino el gasto en una partida de bienes y, sólo para algunos bienes, el número de unidades adquiridas. Para esos casos el precio pagado por ese bien y por esa familia en ese momento lo obtenemos como el cociente entre el gasto y el número de unidades adquiridas (los denominados índices de valores unitarios, IVU⁶). En el caso de que no se indique unidades adquiridas, hemos entendido que se ha adquirido una unidad de ese bien.

Los precios que hemos manejado para cada familia y cada grupo de bienes se obtienen como medias de los IVU de cada uno de los bienes que integran la partida, ponderados por la importancia de ese gasto respecto del total de gasto en dicha partida de bienes. Por tanto los precios no se mantienen constantes en todo el corte transversal.

Hemos realizado la estimación del sistema de funciones de demanda marshallianas del modelo AIDS⁷, avanzando sobre la estimación de una aproximación lineal de este mismo modelo realizada por Contreras y Sancho (1992). Para la muestra nacional hemos manejado datos de 20680 familias incluidas en dicha encuesta, mientras que hemos usado datos de 5302 familias en la muestra de mayores, seleccionando de entre la primera muestra aquéllos hogares cuyo cabeza de familia superase los 65 años.

En la práctica hemos planteado un sistema de 10 ecuaciones, correspondientes a las 10 partidas en las que hemos agregado los bienes que presenta la EPF. La descripción de las partidas aparece en el Cuadro 1.

Cuadro 1

DESCRIPCIÓN DE LAS PARTIDAS

Partida 1	Alimentos, bebidas y tabaco (Grupo 10000 EPF).
Partida 2	Vestido y calzado (Grupo 20000 EPF).
Partida 3	Alquiler (real o imputado) de la vivienda (Subclase 31011 y variedad 3101201, 3101204, 3101207, 3101210, 3101213, 3101216, 3101217 EPF).
Partida 4	Gran mobiliario del hogar y compra de elementos de transporte (Subgrupo 41000, clase 43010, 44010 y subgrupo 61000 EPF).
Partida 5	Resto gastos de la vivienda (restantes subclases de grupo 30000 y 40000 EPF).
Partida 6	Servicios médicos y gastos sanitarios (Grupo 50000 EPF).
Partida 7	Gastos de transporte (Resto grupo 60000 EPF).
Partida 8	Esparcimiento, espectáculos, enseñanza y cultura (Grupo 70000 EPF).
Partida 9	Otros bienes y servicios (Grupo 80000 EPF).
Partida 10	Otros gastos no mencionados anteriormente (Grupo 90000 EPF).

FUENTE: Elaboración propia a partir de la EPF

5. El tratamiento de los datos se desarrolla ampliamente en Carrascal (1996a, pp.31-2).

6. Véase INE (1993b, p.126).

7. Véase ecuación (5).

Así pues, hemos estimado un sistema de 10 ecuaciones de demanda; admitiendo que los precios no son aleatorios, lo mismo que el gasto total en este modelo, estamos ante un sistema de ecuaciones no lineales aparentemente incorrelacionadas. A pesar de las dificultades de estimación de los modelos no lineales⁸, los resultados para la muestra nacional y para la de los mayores son econométricamente aceptables y la matriz de Slutsky es semidefinida negativa en ambos casos, como se observa en el Cuadro 2; de esta forma se cumple la condición de integrabilidad, lo que posibilita la recuperación de las preferencias a partir de los resultados de estos modelos. Igualmente se cumple la condición de singularidad: si multiplicamos el vector de precios por la matriz de Slutsky obtenemos un vector de ceros⁹.

Cuadro 2**MATRIZ DE SLUTSKY**

<i>Hessiano Mayores</i>									
-7,56899	0,008391	-0,00233	3,313007	0,050242	0,114727	0,020876	0,380117	0,149138	0,033364
0,008391	-0,00117	9,34E-06	0,007963	0,000161	0,000278	7,81E-05	0,00027	0,000694	7,55E-05
-0,00233	9,34E-06	-2,7E-06	0,001723	2,28E-05	4,35E-05	1,34E-05	2,25E-06	0,000116	8,88E-06
3,313007	0,007963	0,001723	-14,3652	0,035778	0,081271	0,016631	0,225564	0,131483	0,021259
0,050242	0,000161	2,28E-05	0,035778	-0,00297	0,001343	0,000266	0,002986	0,002089	0,00031
0,114727	0,000278	4,35E-05	0,081271	0,001343	-0,08108	0,000814	0,001107	0,005398	0,000464
0,020876	7,81E-05	1,34E-05	0,016631	0,000266	0,000814	-0,00241	0,002558	0,001142	0,000329
0,380117	0,00027	2,25E-06	0,225564	0,002986	0,001107	0,002558	-0,56777	0,015887	0,000966
0,149138	0,000694	0,000116	0,131483	0,002089	0,005398	0,001142	0,015887	-0,06718	0,001557
0,033364	7,55E-05	8,88E-06	0,021259	0,00031	0,000464	0,000329	0,000966	0,001557	-0,00357
Determinante de orden 10			5,85E-24	Determinante de orden 5					-4,7E-10
Determinante de orden 9			-8,5E-16	Determinante de orden 4					2,12E-07
Determinante de orden 8			3,37E-14	Determinante de orden 3					-1,7E-08
Determinante de orden 7			-7E-14	Determinante de orden 2					0,008758
Determinante de orden 6			3,49E-11	Determinante de orden 1					-7,56899
<i>Hessiano Total</i>									
-11,6154	0,014131	-0,0003	0,025128	0,050443	0,035272	0,029667	0,027064	0,155174	0,005183
0,014131	-0,00085	1,56E-06	9,69E-05	9,83E-05	5,53E-05	0,000115	4,82E-05	0,000619	1,02E-05
-0,0003	1,56E-06	-4,5E-06	1,83E-05	1,52E-05	2,8E-06	2,24E-05	5,37E-06	8,08E-05	1,24E-06
0,025128	9,69E-05	1,83E-05	-0,00169	0,0005	0,000286	0,000411	0,00028	0,002285	5,8E-05
0,050443	9,83E-05	1,52E-05	0,0005	-0,00333	0,00014	0,000343	0,000163	0,001646	3,57E-05
0,035272	5,53E-05	2,8E-06	0,000286	0,00014	-0,00484	0,000238	1,87E-05	0,000934	1,4E-05
0,029667	0,000115	2,24E-05	0,000411	0,000343	0,000238	-0,00502	0,00028	0,002011	7,95E-05
0,027064	4,82E-05	5,37E-06	0,00028	0,000163	1,87E-05	0,00028	-0,00223	0,001235	1,91E-05
0,155174	0,000619	8,08E-05	0,002285	0,001646	0,000934	0,002011	0,001235	-0,06394	0,000245
0,005183	1,02E-05	1,24E-06	5,8E-05	3,57E-05	1,4E-05	7,95E-05	1,91E-05	0,000245	-7,4E-05

8. Véase al respecto Carrascal (1996 y 1997, capítulo 14).

9. Villar (1996, p. 71).

Cuadro 2 (Continuación)

Determinante de orden 10	-1,6E-32	Determinante de orden 5	-1,8E-13
Determinante de orden 9	-1,8E-22	Determinante de orden 4	6,73E-11
Determinante de orden 8	6,5E-21	Determinante de orden 3	-4,4E-08
Determinante de orden 7	-3,5E-18	Determinante de orden 2	0,009653
Determinante de orden 6	8,31E-16	Determinante de orden 1	-11,6154

FUENTE: Elaboración propia

5. Peculiaridades de la demanda de la Tercera Edad

Antes de pasar a comentar las características específicas del consumo de los mayores en España, resultará interesante analizar las diferencias más significativas, con respecto al conjunto de la población, en cuanto a los niveles medianos de gasto (X) y precios (Pi) y en cuanto a la proporción de gasto destinada a cada una de las partidas de consumo consideradas (Wi). Los datos correspondientes se presentan en el Cuadro 3.

Cuadro 3

Proporciones de gasto, precios y renta mediana

Mayores		Total		Mayores		Total	
W 1	0,27523584	W 1	0,249384458	P 1	60	P 1	66
W 2	0,02753555	W 2	0,035695653	P 2	2314	P 2	3667
W 3	0,17247653	W 3	0,162543085	P 3	56662,5	P 3	67466,5
W 4	0,11852451	W 4	0,127321135	P 4	43,5	P 4	5918,5
W 5	0,15354678	W 5	0,102047649	P 5	3131	P 5	3346
W 6	0,03140822	W 6	0,028382905	P 6	291	P 6	1343
W 7	0,04728689	W 7	0,072806799	P 7	2283	P 7	2333
W 8	0,03111623	W 8	0,0502855	P 8	105	P 8	2938
W 9	0,09496917	W 9	0,102706133	P 9	566	P 9	800
W 0	0,04790022	W 0	0,068826684	P 0	1803	P 0	18728
				X	317240	X	543306,5

FUENTE: Elaboración propia

El gasto mediano de los mayores resulta sensiblemente inferior (en torno a un 40%) al del conjunto de la población. Este hecho, reflejo de un menor nivel de ingreso, se manifiesta, a su vez, en dos fenómenos: una mayor especialización del consumo de los mayores en partidas de bajo precio mediano (tal es caso de la alimentación) y, dentro de cada partida, una intensa búsqueda de los artículos más baratos. Este último fenómeno se aprecia en el hecho de que los precios medianos de las partidas de consumo de los mayores se encuentran, en todos los casos, por debajo de sus homólogas globales.

Las referidas divergencias en los precios medianos son especialmente llamativas en ciertas partidas. Tal es el caso de los bienes de la partida 4 (gran mobiliario del hogar y elementos de transporte) cuyo precio mediano ronda las 6000 pesetas en el conjunto de la población y, en el caso de los ancianos, apenas supera las 43 pesetas y, en menor medida, en las partidas 8 (esparcimiento y cultura), 6 (servicios médicos y gastos sanitarios) y 0 (otros gastos no mencionados).

En cuanto al peso relativo de las diferentes partidas en el gasto global podemos apreciar como, en ambos entornos, la partida 1 (alimentación) ocupa un mayor porcentaje de gasto familiar: un 25% en el caso general y un 27% en el de los más mayores. A continuación se encontrarían la partida 3 (alquiler de vivienda), la 4 (gran mobiliario del hogar y elementos de transporte) y la 5 (resto de gastos en vivienda). Las cuatro partidas, conjuntamente, suponen un 64% del gasto total del conjunto de la población y un 72% del de los más mayores.

Pasaremos a continuación a comentar las ideas más interesantes sobre las diferencias en las pautas de demanda de la población mayor. Para ello nos valdremos de la matriz de elasticidades contenida en el Cuadro 4.

Comencemos por el estudio de las elasticidades propias que, como resulta conocido, nos miden la variación en la cantidad demandada de un bien respecto de su propio precio (E_{ii}). Todas ellas son, como cabría esperar, negativas. En ambos entornos, las demandas de perfil más inelástico se corresponden con el alquiler de vivienda (partida 3) y la alimentación (partida 1). Se pone, así, de manifiesto la dificultad para ajustar las cantidades consumidas de dichos bienes a pesar de que los precios de los mismos fluctúen.

La magnitud de esta elasticidad en el caso de la partida 3 es sustancialmente inferior (en valor absoluto) para el colectivo de mayores (-0,28) que para el conjunto de la población (-0,52). Esta diferencia no parece estar asociada, en demasía, a los correspondientes efectos-*renta*, dado que no existen divergencias sustanciales ni entre las elasticidades-*renta*, ni entre las proporciones de gasto correspondientes a esta partida. La causa, en cambio, se asocia con una peculiaridad distintiva en la pauta de preferencias de los mayores, con mucha menor disponibilidad para cambiar de domicilio que el global de la población.

En el caso de la partida 1 (alimentación) el valor de las elasticidades propias es, curiosamente, igual (-0,64) en ambos entornos. A pesar de ello, toman este valor por motivos distintos. El efecto-*renta* es mucho mayor en el caso de los ancianos que en el del resto de la población, y no sólo porque la proporción de gasto empleada en la partidas dos puntos superior sino, especialmente, por el elevado valor de la elasticidad-*renta* de la misma para los mayores.

Cuadro 4**Elasticidades***Elasticidades 3ª edad*

E11	-0,63958111	E21	-0,083459217	E31	-0,34221823	E41	-0,036928034	E51	-0,085330048
E12	-0,01942267	E22	-0,736705296	E32	0,002646342	E42	-0,005383926	E52	-0,003985126
E13	-0,29609834	E23	0,004288341	E33	-0,2817053	E43	-0,054331818	E53	-0,091979987
E14	-0,0420064	E24	-0,001615463	E34	-0,00733315	E44	-0,837859887	E54	-0,02014859
E15	-0,07461511	E25	0,012513114	E35	-0,03621039	E45	-0,019296426	E55	-0,75261428
E16	-0,01443275	E26	-0,00333811	E36	-0,00940728	E46	-0,003096088	E56	-0,006735896
E17	-0,0235182	E27	0,009954245	E37	-0,00229376	E47	-0,001927964	E57	-0,008907515
E18	-0,00960028	E28	-0,01699586	E38	-0,02205146	E48	-0,002773273	E58	-0,011402334
E19	-0,05500317	E29	0,029249551	E39	-0,00024141	E49	-0,005996029	E59	-0,020285236
E10	-0,01566255	E20	-0,001692917	E30	-0,01774393	E40	-0,002104722	E50	-0,012632969
E1X	1,1899406	E2X	0,787801598	E3X	0,716558542	E4X	0,969698165	E5X	1,014021981
SUMA	1,3345E-08	SUMA	-1,49087E-08	SUMA	-1,9914E-08	SUMA	-2,12896E-09	SUMA	9,85163E-10

E61	-0,08782955	E71	-0,082653065	E81	-0,07998792	E91	-0,084279968	E01	-0,067610484
E62	-0,01013323	E72	0,000149265	E82	-0,02561993	E92	0,004923623	E02	-0,009806634
E63	-0,10908857	E73	-0,056026777	E83	-0,20078837	E93	-0,035006752	E03	-0,131509931
E64	-0,02114514	E74	-0,007581038	E84	-0,03454457	E94	-0,001235064	E04	-0,021671615
E65	-0,03838154	E75	-0,025678871	E85	-0,08052735	E95	-0,017897112	E05	-0,055018353
E66	-0,72202831	E76	0,004859557	E86	-0,03338549	E96	0,000708357	E06	-0,018804309
E67	0,00463814	E77	-0,882575658	E87	0,006706318	E97	0,005602189	E07	0,036571615
E68	-0,02926334	E78	0,009987082	E88	-0,67059708	E98	0,002804953	E08	-0,022465987
E69	-0,0104457	E79	0,004042453	E89	-0,01566048	E99	-0,801409785	E09	-0,000735683
E60	-0,02584833	E70	0,042588748	E80	-0,03762207	E90	0,008807654	E00	-0,817552078
E6X	1,04952557	E7X	0,992888303	E8X	1,172026965	E9X	0,916981898	E0X	1,108603466
SUMA	3,4796E-09	SUMA	-4,99657E-10	SUMA	1,20863E-08	SUMA	-5,83272E-09	SUMA	7,63031E-09

Elasticidades Total

E11	-0,63952128	E21	0,024475573	E31	-0,14782277	E41	-0,364461401	E51	-0,033069569
E12	0,00463408	E22	-0,80160774	E32	-0,01203503	E42	-0,036880015	E52	-0,008127068
E13	-0,10054239	E23	-0,064146448	E33	-0,52015891	E43	-0,195421103	E53	-0,070583042
E14	-0,08794152	E24	-0,037447695	E34	-0,05165766	E44	-0,682100583	E54	-0,03297262
E15	-0,0025022	E25	-0,015436738	E35	-0,03064994	E45	-0,094049636	E55	-0,701203839
E16	0,00644151	E26	-0,001334593	E36	-0,01039445	E46	-0,021080684	E56	-0,012710922
E17	-0,01129398	E27	0,009231371	E37	0,003867845	E47	-0,060426412	E57	-0,016276546
E18	0,00031715	E28	-0,008473304	E38	-0,01926269	E48	-0,040739788	E58	-0,024491236
E19	-0,02400085	E29	0,01619047	E39	-0,01982237	E49	-0,080973308	E59	-0,036932855
E10	0,00113434	E20	-0,006404114	E30	-0,0195313	E40	-0,047879726	E50	-0,024992314
E1X	0,85327514	E2X	0,884953218	E3X	0,827467283	E4X	1,624012657	E5X	0,961360011
SUMA	1,1102E-16	SUMA	-2,22045E-16	SUMA	1,11022E-16	SUMA	0	SUMA	1,11022E-16

Cuadro 4 (continuación)

Elasticidades									
<i>Elasticidades Total</i>									
E61	0,01669546	E71	-0,0608721	E81	-0,03067957	E91	-0,084865171	E01	-0,039935572
E62	-0,00625911	E72	0,00248099	E82	-0,00950054	E92	0,002952136	E02	-0,008495084
E63	-0,08972928	E73	-0,01002076	E83	-0,08748112	E93	-0,052895201	E03	-0,079028539
E64	-0,01680522	E74	-0,01886707	E84	-0,02148676	E94	-0,015822755	E04	-0,012927749
E65	-0,05099893	E75	-0,020862618	E85	-0,0518695	E95	-0,036545958	E05	-0,044049102
E66	-0,77008303	E76	0,00082634	E86	-0,0202517	E96	-0,005833209	E06	-0,012444176
E67	-0,00305227	E77	-0,888081929	E87	0,008810194	E97	0,003355177	E07	0,034339703
E68	-0,03742212	E78	0,008114534	E88	-0,74215417	E98	-0,000905757	E08	-0,019771838
E69	-0,02659145	E79	0,006545504	E89	-0,00418287	E99	-0,770277467	E09	-0,005773448
E60	-0,02903282	E70	0,038495177	E80	-0,0238073	E90	0,00094915	E00	-0,841806963
E6X	1,01327877	E7X	0,942241932	E8X	0,982603335	E9X	0,959889055	E0X	1,029892767
SUMA	0	SUMA	-1,11022E-16	SUMA	-1,1102E-16	SUMA	-1,11022E-16	SUMA	0

FUENTE: Elaboración propia.

Como contrapartida, la disponibilidad subjetiva de este colectivo para sustituir los bienes de la partida ha de ser mucho menor que para el conjunto de la población¹⁰.

Diferencias interesantes se aprecian también en el comportamiento de la partida 4 (gran mobiliario del hogar y elementos de transporte) y en el de la partida 8 (esparcimiento y cultura). Los bienes de la primera partida presentan un perfil bastante más elástico para los mayores que para el global de la población. Este hecho, además, viene acompañado de una elasticidad renta mucho más reducida para los ancianos (que no la consideran una partida de lujo). El fenómeno opuesto tiene lugar con los bienes de la partida 8. Ambos hechos, ponen de manifiesto dos peculiaridades distintivas de las preferencias de los mayores: el menor interés por los bienes que el total de la población considera de lujo (vehículo, gran mobiliario) y la preferencia por los bienes de entretenimiento.

A continuación realizaremos algún comentario más específico sobre las elasticidades-renta (E_{iX}) calculadas. Todas ellas tienen signo positivo, poniendo de manifiesto la ausencia de bienes de comportamiento inferior (al menos a este nivel de desagregación) en ambos colectivos.

Existen algunas diferencias manifiestas en la apreciación del grado de necesidad de los bienes por parte de los dos colectivos analizados. Para ambos, el alquiler de

10. El efecto de un cambio en el precio de la mercancía i -ésima sobre su propia demanda puede dividirse en un efecto de sustitución y otro de renta. Ambos se recogen en la Ecuación de Slutsky que, en términos de elasticidades, sería: $E_{ii} = E_{ii}^* - W_i E_{iX}$, donde E_{ii}^* es la elasticidad de la curva de demanda hicksiana o compensada.

vivienda (partida 3) y el vestido y calzado (partida 2) presentan el mayor grado de necesidad (menor elasticidad-renta), pero ahí terminan las similitudes. La alimentación (partida 1) es un bien de primera necesidad por excelencia en el colectivo global (tomando el segundo menor valor su elasticidad-renta), pero para los ancianos es un claro bien de lujo (tomando, su elasticidad-renta, el mayor valor de entre todas las partidas). Por otro lado, los bienes de la partida 4 (gran mobiliario del hogar y elementos de transporte) son el lujo, por excelencia, de la población total, aunque no se pueden caracterizar como tal para los ancianos. Aparte de la alimentación, el colectivo de los mayores engloba entre sus bienes de lujo los correspondientes al entretenimiento (partida 8) al contrario que el global de la población.

Pasaremos, por último a comentar lo más destacable en relación a las elasticidades cruzadas (Eij). La mayoría de las elasticidades calculadas toman valores negativos y bastante próximos a cero, poniendo de manifiesto la dificultad de encontrar relaciones fuertes de sustituidad entre bienes cuando se realizan desagregaciones no demasiado exhaustivas. Comentaremos, no obstante, algunas regularidades que corroboran las afirmaciones hechas en párrafos anteriores.

Las elasticidades cruzadas en las que interviene el precio de los bienes de la partida 1 (alimentos) y, en menor medida, los de la 3 (alquiler de vivienda) tienen una especial relevancia dado que ambas partidas drenan los mayores porcentajes de gasto de las familias; de esta forma, el efecto sobre el poder de compra que desencadenará una variación del precio de las mismas es muy grande. Dado, además, el perfil inelástico de sus demandas, el cambio en la renta real deberá proyectarse a la demanda de otros artículos especialmente la de los de alta elasticidad-renta.

Así, y para el conjunto de la población, destaca la relación negativa entre la demanda de los bienes de la partida 4 (que en este caso eran considerados de lujo) y los precios de la partida 1: si varía el precio de la alimentación, bebidas o tabaco, la cantidad demandada de lo que consideran bienes suntuosos se reduce significativamente. Este fenómeno no se manifiesta en el caso de los más mayores dado que, como ya discutimos, los bienes de la partida 4 no eran considerados bienes de lujo por este colectivo. Para los ancianos, por el contrario, se registran grandes ajustes en el consumo de los bienes de la partida 1 (considerados por ellos como bienes de lujo) cuando se altera el precio de los bienes de la partida 3; la magnitud de estos ajustes es significativamente menor en el caso de considerar el conjunto de la población.

6. Elaboración de un verdadero índice del coste de la vida para la Tercera Edad

Utilizando los resultados obtenidos previamente en la estimación del modelo AIDS hemos obtenido sendos VICV, uno para el total de la población y otro específico para

Cuadro 5

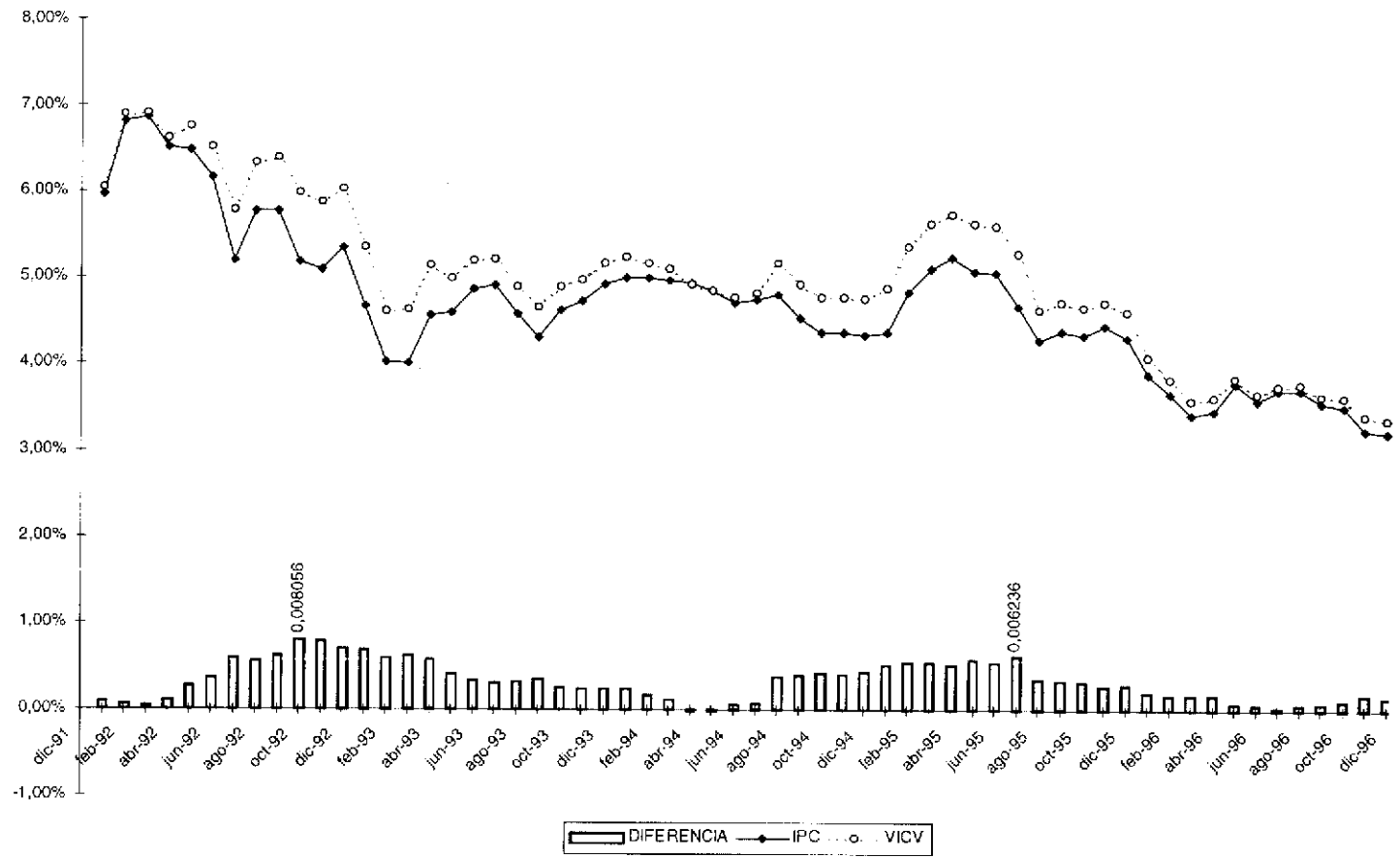
Variaciones interanuales de los Índices de Precios

	ene-92	feb-92	mar-92	abr-92	may-92	jun-92	jul-92	ago-92	sep-92	oct-92	nov-92	dic-92
I	5,966%	6,825%	6,867%	6,520%	6,491%	6,164%	5,205%	5,773%	5,778%	5,184%	5,094%	5,348%
II	6,050%	6,890%	6,915%	6,627%	6,755%	6,521%	5,792%	6,338%	6,403%	5,990%	5,875%	6,039%
III	5,865%	6,722%	6,741%	6,470%	6,529%	6,236%	5,294%	5,916%	5,953%	5,380%	5,150%	5,299%
	ene-93	feb-93	mar-93	abr-93	may-93	jun-93	jul-93	ago-93	sep-93	oct-93	nov-93	dic-93
I	4,677%	4,021%	4,006%	4,574%	4,592%	4,873%	4,908%	4,576%	4,313%	4,634%	4,739%	4,930%
II	5,355%	4,611%	4,623%	5,142%	4,996%	5,207%	5,216%	4,892%	4,659%	4,894%	4,981%	5,171%
III	4,734%	3,971%	3,980%	4,621%	4,522%	4,673%	4,687%	4,164%	3,981%	4,386%	4,696%	5,029%
	ene-94	feb-94	mar-94	abr-94	may-94	jun-94	jul-94	ago-94	sep-94	oct-94	nov-94	dic-94
I	5,001%	5,009%	4,982%	4,941%	4,860%	4,714%	4,754%	4,802%	4,530%	4,363%	4,375%	4,335%
II	5,240%	5,169%	5,104%	4,928%	4,849%	4,773%	4,821%	5,176%	4,929%	4,785%	4,785%	4,770%
III	5,008%	5,015%	4,976%	4,920%	4,776%	4,781%	4,914%	5,218%	4,896%	4,695%	4,671%	4,632%
	ene-95	feb-95	mar-95	abr-95	may-95	jun-95	jul-95	ago-95	sep-95	oct-95	nov-95	dic-95
I	4,366%	4,835%	5,104%	5,240%	5,073%	5,059%	4,666%	4,284%	4,379%	4,342%	4,443%	4,316%
II	4,885%	5,375%	5,640%	5,748%	5,644%	5,606%	5,290%	4,624%	4,715%	4,662%	4,713%	4,606%
III	4,777%	5,405%	5,748%	5,724%	5,633%	5,591%	5,216%	4,714%	4,780%	4,734%	4,823%	4,664%
	ene-96	feb-96	mar-96	abr-96	may-96	jun-96	jul-96	ago-96	sep-96	oct-96	nov-96	dic-96
I	3,882%	3,652%	3,421%	3,455%	3,776%	3,590%	3,711%	3,709%	3,556%	3,507%	3,240%	3,212%
II	4,078%	3,821%	3,588%	3,620%	3,844%	3,654%	3,744%	3,763%	3,633%	3,615%	3,397%	3,352%
III	4,151%	3,783%	3,485%	3,643%	4,010%	3,846%	3,909%	3,941%	3,837%	3,823%	3,556%	3,458%

I. IPC; II. VICV TOTAL; III. VICV 3ª EDAD

FUENTE: Elaboración propia e IPC (INE).

Figura 1
VARIACIONES ANUALES DE LOS ÍNDICES DE PRECIOS



la tercera edad. Los niveles de utilidad de referencia (u^R) se han aproximado mediante los denominados "niveles medianos de utilidad", obtenidos a partir de los correspondientes valores medianos de precios y gasto para cada muestra¹¹. Las series de precios nominales correspondientes a los periodos que vamos a analizar (enero de 1991 - diciembre de 1996) se han obtenido aplicando a nuestros precios medianos los índices que publica el INE del IPC, convenientemente armonizados con nuestra desagregación de partidas de gasto.

En el Cuadro 5 y la Figura 1 se muestran las variaciones interanuales de los tres índices de precios considerados: el IPC por una parte y los VICV del total de la población y de los mayores por otra. Estos resultados chocan con un concepto teórico básico, según el cual el índice de Laspeyres sobrevalora el verdadero índice del coste de la vida, al estar construido éste a partir de funciones de gasto homogéneas de grado uno.

Aunque esto es teóricamente cierto, su implementación es difícil actualmente, ya que mientras que el IPC calcula medias ponderadas por el consumo de toda la muestra en cada una de las partidas de bienes, nosotros tratamos de estimar funciones de demanda individuales a partir de sus cantidades demandadas y los precios pagados por cada hogar, distintos de una familia a otra, por cuanto los precios pagados esconden tras de sí también elecciones de calidad, temporada... Para poder cumplir ambos índices la condición anterior tendríamos que referirnos a cantidades gastadas por un solo individuo, a su función de gasto y unos mismos precios nominales (que no se nos han facilitado para el caso del IPC)¹².

Con una desagregación de tan solo 10 partidas de carácter genérico y bastante excluyente, la posibilidad de sustitución entre las mismas queda bastante reducida tal y como demuestra la predominancia de signos negativos entre las elasticidades cruzadas de la demanda.

Por ello, y a pesar de las dificultades teóricas, no resulta extraño encontrarse con series de variación de precios que no presentan diferencias alarmantes entre sí. No obstante, es aún posible identificar algunas peculiaridades en la evolución de las tres series de precios que, seguidamente, pasamos a comentar.

Si observamos la evolución de las series es posible identificar cinco etapas con ciertas características diferenciales:

La primera etapa cubre el periodo que va desde enero del 92 hasta mayo del 1993, y, durante la mayor parte de los meses de la misma, el IPC constituye una

11. Una dificultad implícita de este tipo de modelos es escoger un nivel de utilidad representativo, ya que distintos niveles de utilidad suponen distintos índices.

12. Braithwait (1980, p.70, tabla 2) presenta las diferencias entre el índice de Laspeyres y un índice del coste de la vida para datos agregados de la economía americana entre 1948 y 1973, y aunque en general las diferencias son positivas, presenta un sesgo negativo para la partida de servicios médicos.

buena aproximación de la evolución de los precios de la 3ª edad, pero infravalora el crecimiento de los precios del total de la población.

Durante la segunda etapa, que llega hasta diciembre del 93, el IPC continúa infravalorando el crecimiento de los precios globales pero, en este caso, sobrevalora la evolución de los precios específicos de los mayores.

En la tercera etapa, (diciembre de 1993 - mayo de 1994), de nuevo el IPC aproxima adecuadamente la evolución de los precios de los mayores e infravalora los globales aunque, en los últimos meses de la misma las tres series convergen.

La cuarta etapa (mayo de 1994 - abril de 1996) tiene una especial relevancia, dado que, además de ser una etapa amplia, durante toda ella las variaciones interanuales del IPC infravaloraron el verdadero crecimiento de los precios, tanto los globales como los específicos de los mayores que, durante estos meses evolucionan acompasadamente. En el caso de la tercera edad, el verdadero crecimiento de los precios registrado durante este periodo fue en torno a 0,8 puntos porcentuales superior al registrado por el IPC.

El fenómeno anterior se agrava durante la quinta y última etapa (de mayo a diciembre de 1996) durante la cual el VICV de la tercera edad evoluciona sobre el correspondiente global y ambos sobre el IPC.

En resumen, aceptando como verdadero el índice de coste de la vida calculado para la tercera edad, el IPC aproximaría de forma bastante adecuada la evolución de los precios de los mayores durante la primera mitad del periodo considerado (desde enero del 92 a mayo del 94); a partir de ese momento, el IPC minusvalora la verdadera evolución de los precios de los ancianos, de forma que, entre mayo de 1994 y diciembre de 1996 el incremento de los precios registrado por el IPC es en torno a un 1% inferior al detectado por el VICV de la tercera edad.

7. Conclusiones

En este artículo hemos puesto de manifiesto las peculiaridades del consumo de la tercera edad en España. Además, hemos elaborado un verdadero índice del coste de la vida, propio de este colectivo.

Las conclusiones más relevantes son las siguientes:

En primer lugar, se comprueba cómo la estructura de la demanda de los mayores presenta diferencias significativas con respecto a la del total de la población. Estas diferencias se asocian, en gran medida, con una pauta de preferencias y necesidades esencialmente distinta en el caso de la tercera edad.

En segundo lugar, se evidencia el distinto impacto de la variación de los precios sobre el consumo de los hogares analizados, observándose diferencias significativas con respecto al IPC. Dado que el IPC es la referencia fundamental para la revaloriza-

ción de las rentas, ya sea a través de la negociación colectiva en el caso de las laborales, o directamente en el caso de las pensiones, esta desviación repercute directamente en el poder adquisitivo de las familias. En el caso concreto de los pensionistas, hemos estimado una pérdida aproximada de ingreso real de un 1% entre mayo de 1994 y diciembre de 1996.

Bibliografía

- AHIJADO, M. Y OTROS (1985) Diccionario de Teoría Económica. Ed. Pirámide. Madrid.
- BRAITHWAIT, S. (1980) "The substitution bias of the Laspeyres price index: an analysis using estimated cost-of-living indexes" *American Economic Review*, vol. 70 n° 1 págs. 64-77.
- CARRASCAL, U. (1996a) "Estimación de escalas de equivalencia de consumo mediante un modelo de demanda casi ideal (AIDS) ampliado". *Estudios de Economía Aplicada* n° 6, págs. 25-38.
- CARRASCAL, U. (1996b) "Estimación de un sistema de ecuaciones no lineales aparentemente incorrelacionadas" *Anales de Estudios Económicos y Empresariales* n° 11.
- CARRASCAL, U. (1997) *Aplicaciones estadísticas y econométricas con SAS*. Editorial RA-MA. Madrid.
- CARRASCAL, U. (1998) "AIDS extended by means of family composition". *Applied Economics Letters*. Londres.
- CONTRERAS, D. Y SANCHO, A. (1992) "Elaboración de un índice de precios para una función de demanda A.I.D.S. de la economía española". *Cuadernos de Economía* vol. 20 págs. 291-308.
- DEATON, A. S. Y MUELLBAUER, J. (1980) "An Almost Ideal Demand System". *American Economic Review* vol. 70 n° 3. págs. 312-26.
- INE (1993a) *Boletín I.P.C.* Enero, Febrero y Marzo 1993. Madrid.
- INE (1993b) *Boletín Mensual de Estadística* n° 22 Octubre 1993. Madrid.
- KONÜS, A. A. (1939) "The problem of the true index of cost of living" *Econometrica* vol. 7 n° 1 pp. 10-29. Traducción del ruso al inglés de H. Schultz del artículo de Konüs (1924) publicado en el *Boletín Económico del Instituto de Coyuntura Económica de Moscú*, n° 9-10, págs. 64-71.
- MARTÍN-GUZMÁN, M. P. Y MARTÍN PLIEGO, F. J. (1985) "Números índices". Capítulo 11 del *Curso básico de Estadística Económica*. Ed. AC. Madrid.
- MUELLBAUER, J. (1974) "Household composition. Engel curves and welfare comparisons between households" *European Economic Review* n° 5 págs. 103-22.
- VILLAR, A. (1996) *Curso de microeconomía avanzada. Un enfoque de equilibrio general*. Antoni Bosch editor, Barcelona.