

5. LA BASE DE DATOS: DESCRIPCIÓN, TRATAMIENTO Y PROPUESTAS DE MEJORA DE LAS VARIABLES DE INGRESOS Y CONSUMO DE LA ENCUESTA CONTINUA DE PRESUPUESTOS FAMILIARES

5.1. Introducción

El repaso de la literatura del capítulo segundo plantea que uno de los pilares para un correcto contraste de la capacidad de alisamiento intertemporal del consumo es la disposición de una base de datos amplia en términos de variables explicativas y en que los errores de medida no sean muy importantes. Por ello, el capítulo presente se dedica a exponer las principales características de la base de microdatos utilizada, la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), y las propuestas de mejora en su tratamiento que permiten un correcto contraste de la HCV/RP~ER que no han sido consideradas hasta ahora.

En concreto, en el segundo apartado se exponen las ventajas de la ECPF para el contraste de la hipótesis de ciclo vital-renta permanente. En el tercer apartado se describen las principales características de la encuesta, mientras que en el cuarto apartado se comenta la representatividad y evolución de las principales variables incluidas en la encuesta. En los apartados quinto y sexto se explican los filtros efectuados para reducir los efectos de los errores de medida y la construcción de las variables utilizadas en el modelo, respectivamente.

Finalmente, los apartados séptimo y octavo recogen diferentes propuestas para controlar por una parte la verdadera variabilidad intertrimestral de los ingresos, que queda distorsionada por los criterios de imputación de los ingresos efectuados por el INE, apartado séptimo, y de la otra los efectos que tiene sobre el control del gasto intertrimestral la imposición

de la hipótesis de homogeneidad del gasto entre los hogares de un mismo trimestre, apartado octavo. Cada uno de los dos apartados anteriores se encuentra dividido, a su vez, en tres subapartados: en el primer subapartado se expone el origen de la distorsión de los datos, en el segundo subapartado se plantean las metodologías de tratamiento y control propuestas, mientras que el tercer subapartado se dedica a demostrar empíricamente la incidencia sobre el contraste del exceso de sensibilidad de la toma en consideración de las propuestas y que permiten explicar parte de la diferencia entre los resultados obtenidos en este trabajo y en la literatura económica disponible con datos de la Encuesta Continua. El capítulo concluye con un último apartado en que se resumen las principales conclusiones.

5.2. Justificación del uso de la ECPF para el análisis de la HCV/RP~ER

Como se ha destacado en el capítulo segundo, el análisis de la HCV/RP~ER se centra, básicamente, en el estudio de la capacidad predictiva de los ingresos retardados sobre el consumo futuro. A este respecto, y prescindiendo ahora de la discusión acerca de las variables de control, desde el punto de vista empírico la posibilidad efectiva de contrastar dicha hipótesis requiere necesariamente del cumplimiento de dos condiciones relacionadas con la variabilidad de los ingresos por un lado y de la disponibilidad de variables con suficiente capacidad predictiva de los ingresos del otro. En este apartado se tratan las posibilidades que ofrece la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares sobre ambos temas.

Referente a la disponibilidad de bases de datos con suficiente variabilidad de los ingresos, mientras ésta existe en las encuestas de los países en vías de desarrollo en que la actividad económica se centra en la agricultura,¹ que suele estar ligada a los cambios estacionales de las cosechas, en los países desarrollados esta variabilidad de los ingresos no está tan

¹ El trabajo de Paxson (1993) es una excelente adaptación del modelo al caso de un país con un importante peso del sector agrícola como Tailandia.

extendida si prescindimos de los cambios en los ingresos provocados por transiciones en el mercado laboral.²

Por este motivo, en las encuestas disponibles de los países desarrollados la variabilidad de los ingresos depende de la unidad temporal utilizada: la variabilidad de las rentas de la mayoría de las familias es mayor cuanto más grande es el tiempo transcurrido entre dos observaciones. Como es obvio, la ganancia en la variabilidad de los ingresos que permite la comparación de dos observaciones separadas en el tiempo choca con la escasez de microdatos longitudinalmente extensos. Por el contrario, cuanto menor es la unidad temporal de análisis, más probable es que la variación de los ingresos sea muy pequeña y, por ende, irrelevante en términos económicos. Nótese que cuanto menor es la verdadera variabilidad de los ingresos, más fácil es que los errores de medida conduzcan el signo del cambio de los ingresos y que los resultados queden adulterados. Las bases de datos anuales, como por ejemplo el PSID norteamericano, padecen el handicap de la ausencia de variabilidad de los ingresos; en muchos casos los cambios de los ingresos e incluso del consumo son pequeños, de forma que la potencia de contraste de estas bases de datos es reducida.

El segundo problema tiene que ver con la posibilidad de disponer de buenos predictores de los ingresos. Es usual en la literatura de las ecuaciones de Euler para las decisiones de consumo estimar el modelo mediante variables instrumentales para evitar el problema de correlación entre los ingresos y el término de perturbación. Sin embargo, y a pesar de las ventajas inherentes al método de variables instrumentales, existe la dificultad de poder calibrar el cambio esperado de los ingresos por los consumidores (Nelson and Starz (1990 a,b). A este respecto, algunos autores demuestran que la utilización de información laboral permite mejorar sustancialmente los resultados (Altonji y Siow, 1987; Lusardi, 1996, 1997). A pesar de las indudables ventajas asociadas a la utilización de información laboral, otros autores consideran que incluso en ese caso la capacidad predictiva de los instrumentos es muy limitada (Shea, 1995a). Una vía alternativa ha sido la utilización directa de las

² Browning y Crossley (1998, 1999) utilizan una muestra de hogares canadienses en que alguno de los miembros pasa a estar desempleado para así disponer de cambios importantes de los ingresos.

expectativas de los consumidores a modo de predictores (Hayashi, 1997, cap. IV; Jappelli y Pistaferri, 2000), si bien estas aproximaciones cuentan con el inconveniente de que es muy difícil separar estos predictores futuros de la información inmediatamente pasada (Das y van Soest, 1999). Un último problema asociado con la capacidad de conocer de antemano las previsiones de las familias es que, si bien en algunos casos y bajo ciertas hipótesis se puede saber si se esperaba un aumento o una disminución de los ingresos, resulta muy complicado saber si los consumidores esperaban variaciones superiores o inferiores a las observadas *ex-post*, de modo que lo que puede parecer un aumento de los ingresos muy alto puede ser en realidad una mala noticia para el consumidor si es menor de lo esperado (Deaton, 1992).

La base de microdatos utilizada en este trabajo, la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), permite solventar la mayoría de problemas apuntados en los párrafos precedentes a pesar de los inconvenientes que inicialmente se podrían esperar de sus características. En efecto, la ECPF es una encuesta de gasto de periodicidad trimestral que también recoge información de los ingresos y de variables sociodemográficas de los hogares. La periodicidad trimestral de la encuesta y el seguimiento a los mismos hogares durante un máximo de sólo ocho trimestres (dos años) dificulta aparentemente la aplicabilidad del modelo, ya que no existe la posibilidad de comparar ingresos dilatados en el tiempo. Sin embargo, que la unidad temporal básica sea el trimestre dota a los datos de consumo de una considerable variabilidad, la cual es de una envergadura suficiente en muchas familias como para no suponer que son cambios inconscientes. Prueba de ello es la tabla 5.1, donde se muestra que las medianas de las variaciones intertrimestrales, tanto de los ingresos como del consumo, son superiores a sus variabilidades interanuales, por lo que la periodicidad trimestral de los datos no debería suponer ningún impedimento desde el punto de vista de la variabilidad ni del gasto ni de los ingresos.

Tabla 5.1. Medianas de la variación intertrimestral e interanual de los ingresos monetarios y gastos totales de la ECPF (1985-96).

	Total	T1	T2	T3	T4
Y intertrimestral	-0,82	-9,54	-1,88	10,65	0,62
Y interanual	0,17	0,42	-0,26	0,38	0,25
gasto intertrimestral	-0,54	-4,3	-3,13	0,08	5,15
gasto interanual	-1,89	-1,26	-2,55	-2,49	-1,29

Nota: los valores indican el porcentaje de variación. T1 indica el trimestre primero.

Pero la principal ventaja de la ECPF se devenga de que el sistema remunerativo (salarial) de la mayoría de trabajadores y del sistema público de pensiones no se basa en un sistema de doce pagas alicuotas a lo largo del año. Al contrario, dos veces al año, en los meses de julio y diciembre, se reciben dos pagas (la paga normal más una paga extraordinaria) por un importe básicamente similar. De este modo, los ingresos percibidos en el tercer y cuarto trimestre son entre un 15 y un 30% superiores a los de los dos primeros trimestres del año.

La existencia de pagas extraordinarias dota a los datos trimestrales de una mayor variabilidad, por lo que los datos disponibles en las ECPF cumplen los requisitos de variabilidad, tanto de los ingresos como del gasto. Es más, dado que la variabilidad intertrimestral es considerable, los efectos de los errores de medida se ven aminorados respecto a otras encuestas. Añadido a lo anterior, los datos intertrimestrales no sólo gozan de una importante variabilidad, sino que además, a diferencia de la mayoría del resto de trabajos internacionales con microdatos, las variaciones de los ingresos son conocidas *ex ante*.³ De esta forma, *ceteris paribus* el resto de factores, una reacción diferente ante el mismo cambio de los ingresos sólo se puede deber a que la variable que determina la asignación intertemporal de los recursos de esas familias también es diferente. Por todo lo anterior, se puede deducir que aunque la base de datos sea de periodicidad trimestral, la considerable variabilidad que proporciona la existencia de pagas extraordinarias la postula como una encuesta útil para contrastar la HCV/RP~ER.

5.3. Descripción de la ECPF

Como se ha comentado, la base de datos utilizada en este trabajo es la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares elaborada por el Instituto Nacional de Estadística desde enero de 1985. La unidad de análisis de la ECPF son los hogares privados, que el INE (1992) los define como “*la persona o conjunto de personas que ocupan en común una vivienda principal o parte de*

³ Varios trabajos recientes también han explotado esta misma línea de investigación basada en el análisis de las decisiones de consumo de los hogares ante variaciones de los ingresos conocidas de antemano, como Soulesles (1999) y Parker (1999).

ella y consumen y comparten alimentos y otros bienes con cargo a un mismo presupuesto". La ECPF entrevista a 3100 hogares del territorio español con una periodicidad trimestral a través de una encuesta en que se combinan entrevistas personales sobre el gasto efectuado en la semana que dura el contacto con el hogar y la anotación en diarios para los gastos previos a la semana en cuestión.⁴

A diferencia de otras encuestas de consumo internacionales, la ECPF ofrece una gran riqueza de información de los hogares. Así, se recoge información del gasto desagregado en 226 categorías de bienes y servicios. Este gran nivel de detalle permite la creación de grupos de gasto según los criterios que el investigador considere oportunos sin las rigideces de otras encuestas como el PSID americano, el cual sólo recoge información del gasto en alimentación dentro y fuera de casa. La desagregación de la ECPF permite no sólo salvar esta cuestión, sino también contrastar la plausibilidad de las hipótesis de separabilidad entre las categorías de gasto para el caso español.

La misma desagregación señalada en los gastos procede en los ingresos, los cuales, como veremos posteriormente, se presentan divididos en una tipología de hasta doce categorías, tanto para los ingresos monetarios como para los no monetarios. Añadido al gasto y a los ingresos, también se dispone de información sobre la situación de variables sociodemográficas y de la participación de los miembros del hogar en el mercado laboral, que se exponen más adelante.

El periodo de análisis de la encuesta es el comprendido entre enero de 1985 y diciembre de 1996. A pesar de que la ECPF se sigue elaborando para los años posteriores, el cambio de metodología que se llevó a cabo en el segundo trimestre de 1997, juntamente con la imposibilidad de enlazar las dos encuestas, limita la exposición de este trabajo al periodo 1985-1996.⁵

⁴ Las encuestas que utilizan diarios para anotar los gastos se aproximan con mayor exactitud a los valores agregados de contabilidad nacional (son más representativas), que no aquellas encuestas en que se pide que los hogares recuerden gastos pretéritos. Véase el trabajo de Attanasio (1998), donde se evidencian las consecuencias que se sonsacan de ambas aproximaciones al comparar la representatividad del CEX americano y el FES británico.

⁵ Entre los principales cambios metodológicos introducidos en la nueva ECPF desde 1997 destacan la introducción de una nueva clasificación de bienes y servicios y en

El INE establece un turno de renovación del 12.5% de la muestra cada trimestre. De este modo, la ECPF se establece como un panel rotatorio en que los hogares responden la encuesta como máximo durante ocho trimestres consecutivos, momento en el que son reemplazados por otro hogar. Sin embargo, no todos los hogares siguen la encuesta durante ocho trimestres. De hecho, el porcentaje de hogares que agotan el periodo máximo permitido no es el mismo a lo largo de todos los años, sino que es muy bajo durante el primer año y medio, para estabilizarse desde el cuarto trimestre de 1986.

Tabla 5.2. Distribución de las familias por trimestre según el número de encuestas que repiten

	1	2	3	4	5	6	7	8	Total
1985-I	3049	-	-	-	-	-	-	-	3049
1985-II	317	2855	-	-	-	-	-	-	3172
1985-III	233	271	2637	-	-	-	-	-	3141
1985-IV	168	204	255	2538	-	-	-	-	3165
1986-I	841	123	148	159	1794	-	-	-	3065
1986-II	813	648	71	78	94	1031	-	-	2735
1986-III	967	682	629	26	44	47	516	-	2911
1986-IV	1033	808	590	561	-	-	-	-	2992
1987-I	613	914	731	529	274	-	-	-	3061
1987-II	607	520	828	674	484	-	-	-	3113
1987-III	628	506	448	710	578	214	-	-	3084
1987-IV	558	529	439	379	649	508	-	-	3062
1988-I	609	495	477	403	331	577	230	-	3122
1988-II	525	524	438	424	370	302	510	-	3093
1988-III	559	425	427	365	377	343	262	240	2998
1988-IV	604	463	389	367	339	330	304	238	3034
1989-I	621	527	423	349	324	314	298	270	3131
1989-II	522	543	471	386	337	307	283	265	3101
1989-III	577	447	465	409	364	304	280	250	3069
1989-IV	567	488	398	413	362	316	277	245	3068
% D.C.	13.6	10.3	9.7	9.0	9.0	8.8	12.7	-	

Nota: el valor de las casillas indica el número de encuestas que llevan repitiendo los hogares. A modo de ejemplo, el valor 255 de la fila 1985-IV y columna 3 indica que en el cuarto trimestre de 1985 había 255 hogares que estaban en su tercer trimestre de colaboración en la encuesta. En la última fila “% D.C.” corresponde al porcentaje de hogares que dejan de contestar entre el trimestre t y t+1.

La tabla 5.2 muestra que, en promedio, en cada trimestre un 10.4% de la muestra del trimestre precedente deja de contestar el cuestionario,⁶ estando el porcentaje de pervivencia hasta la octava entrevista entre el 30-40% de los

los criterios para registrar determinadas partidas de gasto (el criterio de imputación del gasto no es el momento de pago sino de compra). Vid. INE (1997).

⁶ La última fila de la tabla 5.2 muestra que el porcentaje de hogares que deja de contestar se concentra en las encuestas primera y séptima.

hogares que empiezan a contestar la encuesta.⁷ Como es lógico, si los hogares que dejan de contestar no lo hacen de manera aleatoria existe la posibilidad de que se produzca un sesgo en el tipo de hogares que permanecen en la encuesta (especialmente entre aquellos hogares que siguen un mínimo de trimestres). La comparación del seguimiento de las encuestas entre los diferentes tipos de hogares del anexo 3 indica que los hogares con el sustentador principal menor de 35 años, parado, con estudios de enseñanza básica de segundo grado o superior y con la vivienda en régimen de alquiler tienden a perder representatividad respecto de su peso inicial en la primera entrevista. En cambio, el nivel de ingresos y la situación profesional (empresario/asalariado/inactivo) no afectan de una manera significativa al seguimiento en el tiempo de la encuesta.

Como se detalla en la tabla 5.2, no es hasta el cuarto trimestre de 1986 en que la ECPF se estabiliza en términos del número de familias que repiten durante dos años completos la encuesta.⁸ Para el periodo comprendido entre 1985-I y 1986-I, sólo aquellos hogares que comenzaron en 1985-I o 1985-II llegan a contestar la encuesta un mínimo de seis trimestres. Dado que los requerimientos de consistencia de las estimaciones econométricas señalan que la variable clave no es el número de familias sino el número de observaciones temporales (Chamberlein, 1984), se ha optado por escoger aquellos hogares que repetían la encuesta durante ocho trimestres, por lo que el periodo finalmente analizado es el comprendido entre 1986.IV y 1996.IV.

El seguimiento a los mismos hogares durante ocho trimestres consecutivos supone un considerable avance respecto a otras encuestas de consumo internacionales que sólo recogen información de los mismos hogares una sola vez, por lo que es imposible trabajar con un panel verdadero, teniendo que adoptarse pseudo-paneles (i.e., cohortes) como en el caso del FES británico y del SCF americano.⁹ Si bien la longitud temporal de la ECPF es superior a la mayoría de las encuestas de otros países (el CEX americano

⁷ Véase el anexo 2 para una descripción del seguimiento de la encuesta para todo el periodo 1985-1996.

⁸ Desde 1986.IV el número medio de familias que repiten la encuesta durante ocho trimestres es de 258 hogares (1032 hogares en términos anuales), que repite siete trimestres es 38 y que sólo repiten seis trimestres son unos 32 hogares.

sigue un máximo de cuatro trimestres a las mismas familias), resulta evidente que con información de dos años resulta difícil *a priori* separar los efectos del ciclo económico de los efectos estacionales. Como se ha indicado anteriormente y se expone más adelante con extensión, el sistema retributivo salarial español dota a la ECPF de la suficiente flexibilidad para separar ambos efectos.

Referente al gasto de los hogares y siguiendo la clasificación del consumo final de las familias, PROCOME, del sistema europeo de cuentas económicas (SEC 79) vigente en el momento de elaborar el cuestionario, el INE imputa como gasto de los hogares los pagos efectuados durante los periodos de referencia, con independencia de que en ese intervalo de tiempo realmente se hayan consumido los bienes y servicios adquiridos. Lo mismo procede para los autoconsumos y los salarios en especie.¹⁰ La imputación del consumo en términos de desembolso monetario tiene como ventaja que se ajusta al criterio de distribución en el tiempo del presupuesto de los hogares y que permite saber si el hogar sigue destinando parte de sus recursos a pagar gastos duraderos adquiridos con anterioridad al inicio de sus entrevistas (ahorro obligado).

La ECPF anota el conjunto de ingresos percibidos por los miembros del hogar cualquiera que sea su origen durante los tres meses naturales anteriores al del inicio de las entrevistas, con independencia de que, total o parcialmente, correspondan a otro trimestre. Los ingresos se dividen en ingresos monetarios e ingresos no monetarios. Los ingresos monetarios están compuestos por los ingresos por trabajo por cuenta ajena, por trabajo por cuenta propia, rentas del capital y de la propiedad, pensiones, prestaciones de desempleo, transferencias regulares sin contraprestación laboral alguna y los ingresos extraordinarios (premios, herencias, etc.). Todos estos ingresos monetarios figuran por el importe una vez deducidos los pagos por impuestos (retenciones en el caso del IRPF y pagos a la Administración) y los pagos

⁹ Véase Moffit (1993) y Attanasio (1998) para una discusión de las ventajas e inconvenientes de trabajar con paneles puros y con pseudo-paneles.

¹⁰ Dentro de esta imputación se incluyen los autoconsumos de los empresarios, todos aquellos gastos de los que se benefician las familias y que pagan sus empresas (como comidas fuera y en el trabajo, alquileres de casas, automóviles, etc.) y la imputación

asimilados (Seguridad Social, derechos pasivos, mutualidades, etc.). Los ingresos no monetarios se componen de todos los consumos no pagados (salarios en especie, alquileres imputados de viviendas cedidas de manera gratuita o semigratuitamente y bonificaciones para los ingresos por cuenta ajena; autoconsumo para los trabajos por cuenta propia; los alquileres imputados por la vivienda en propiedad (principal y/o secundaria/s)) y que coinciden con el gasto anotado como autoconsumo, salarios en especie y gastos de vivienda en propiedad, respectivamente. En este trabajo nos centramos en los ingresos monetarios, de forma que, en paralelo a la exclusión de los ingresos no monetarios, tampoco se contemplan los gastos no desembolsados directamente por los hogares.¹¹

En cuanto a las características sociodemográficas y del mercado laboral, la ECPF también ofrece una extensa información de las primeras y en menor medida de las segundas. Se conoce el tamaño del municipio de residencia, el sexo, la edad y el nivel de estudios de los sustentadores principal y secundario (si existe), el número de miembros del hogar, el número de perceptores de ingresos, las características de propiedad relativas a la vivienda principal y secundaria/s (si existe/n) y si se pagan créditos por las mismas. Entre las variables laborales se dispone de información del grupo de actividad (empresario, asalariado o inactivo), la situación laboral (ocupado, parado, jubilado o inactivo) y si se trabaja más o menos de un tercio de la jornada laboral, todas ellas disponibles para los dos sustentadores principales. Algunas de estas variables son utilizadas para controlar entre los hogares y distinguir patrones de consumo en el periodo analizado.

En el pasivo de la información disponible en la ECPF, además de la limitación ya comentada que supone el seguimiento a las mismas familias

de los servicios de la posesión de casas en virtud del coste de oportunidad que supone su utilización.

¹¹ Los ingresos no monetarios no se incluyen porque coinciden con los gastos imputados, los autoconsumos y los salarios en especie. La eliminación de los últimos exige la eliminación, igualmente, de los ingresos no monetarios. Si se incluyesen tanto los ingresos no monetarios como los autoconsumos y los salarios en especie se podría producir una correlación espúrea entre ingresos y consumo totales. Nótese que la disposición de ingresos no monetarios no permite la libertad del momento de gasto, por lo que no son ingresos adecuados para el contraste del modelo de ciclo vital-renta permanente en un modelo dinámico.

durante sólo ocho trimestres,¹² cabe destacar la escasez de información laboral de los miembros de los hogares, del stock de riqueza de los hogares y del stock de bienes duraderos. El diseño de la ECPF dirigido a conocer el peso de las categorías de consumo dentro del presupuesto familiar está en la raíz de la ausencia de esta información.

5.4. La representatividad de la ECPF

El análisis de la representatividad de la ECPF precisa separar la parte correspondiente a las variables de ingresos y gastos por una parte, y el conjunto de variables sociodemográficas y laborales por la otra.

En lo que se refiere a la representatividad de los ingresos y el gasto, como es sabido y extensible al conjunto de todas las encuestas de consumo, tanto el gasto como los ingresos suelen estar subvalorados. El gasto suele estar infrarepresentado por disparidades con la metodología utilizada en la Contabilidad Nacional o porque las familias no quieren declarar niveles de gasto que indiquen conductas determinadas, como en el caso de las bebidas alcohólicas y el tabaco.¹³ La infravaloración en los ingresos obedece, principalmente, a razones de ocultamiento fiscal.

Como se indica en el anexo 4, los ingresos padecen una mayor falta de representatividad en comparación con el gasto: mientras el gasto supone en promedio alrededor del 75.6% del gasto presentado en la Contabilidad Nacional para todo el periodo, los ingresos se aproximan en un 59.0% a la Renta Familiar Bruta Disponible de la Contabilidad Nacional. Sin embargo, las cifras de la CNE y de la ECPF no son directamente comparables: por una parte, el consumo anotado en la ECPF responde sólo al gasto de las familias

¹² Otra consecuencia del seguimiento durante sólo ocho trimestres es que el porcentaje de hogares que experimentan cambios en las variables sociodemográficas o laborales es muy reducida, como lo demuestra que sólo un 4,3% de los hogares sufre un cambio en el número de miembros del hogar y que menos del 5% de los sustentadores principales cambian su situación en la actividad económica (empleado/parado/inactivo).

¹³ Buena parte de la infravaloración del gasto en la categoría de alimentación reside en el gasto no declarado en bebidas alcohólicas y tabaco. El peso de ambas subcategorías sobre el gasto total alimentario es del 11.9% en la CNE, por sólo un 6.4% en la ECPF. Si el gasto en bebidas alcohólicas y tabaco estuviese bien anotado la concordancia entre la CNE y la ECPF sería del 99.4%.

residentes, cuando las partidas desagregadas de la CNE incluyen el consumo de los no residentes, que sobre el gasto total supone en promedio un 6.5% del gasto total.¹⁴ Por la otra, parte de la subvaloración de las partidas de ingresos desagregadas se debe a que el valor disponible en la ECPF es neto de retenciones del IRPF y de pagos a la Seguridad Social, mientras que los de Contabilidad Nacional sólo son netos de Seguridad Social. Si se controla por ambos efectos,¹⁵ la representatividad del consumo de los hogares de la ECPF sobre el consumo nacional de residentes se eleva hasta el 79.89% y el de los ingresos al 65.1%. De cualquier manera, el carácter ahorrador neto del sector familias a nivel agregado queda desdibujado, aunque como se detalla en el anexo 4 no todos los grupos de hogares muestran el mismo carácter desahorrador.

En cualquier caso, el grado de representatividad no es similar entre todas las categorías de gasto y de ingresos, siendo muy altos para los gastos en alimentos (más del 90%), vivienda y vestidos y calzado, y en los ingresos en las partidas de sueldos y salarios. El reverso se sitúa entre las partidas de medicinas y otros bienes y servicios en los gastos, y en las rentas de capital en los ingresos,¹⁶ con un grado de representatividad del 40 y el 15%, respectivamente.

A pesar de la subvaloración de los ingresos y de los gastos, la constancia en el tiempo del nivel de subvaloración¹⁷ permite trabajar en diferencias sin que los resultados se vean afectados, como lo demuestra la comparación de los ritmos de variación porcentual de los ingresos y gastos de la ECPF y la Contabilidad Nacional (CNE).

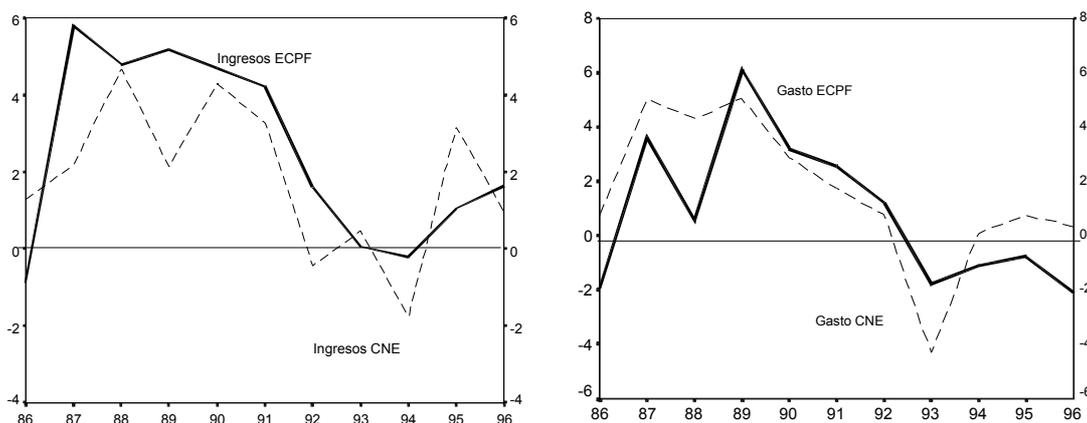
¹⁴ Véase Oliver (1997) para la exposición de una metodología para asignar el gasto no residente entre las categorías de gasto de la EPF (90/91).

¹⁵ En el caso de los ingresos se procede a una estimación de la cuota líquida de los hogares para el cálculo de la base imponible sobre la hipótesis de que los ingresos declarados son los reales.

¹⁶ Menos de un 6% de las familias entrevistadas declara recibir ingresos de capital en algún trimestre.

¹⁷ Cabe destacar que la representatividad de la ECPF respecto de la CNE crece en el tiempo hasta 1993, para caer desde 1994 de manera ininterrumpida en todas las categorías de consumo e ingresos. En cualquier caso, la caída del gasto de la ECPF desde 1994 respecto a la CNE se concentra, básicamente, en los bienes duraderos y está motivada, en parte, por la caída en el número de miembros del hogar (véase el anexo 4).

Figura 5.1. Variación porcentual media del gasto e ingresos de la ECPF y de la CNE.



Nota: los datos de la ECPF corresponden a los ingresos y gastos medios por hogar, mientras que los datos de la CNE son per capita.

En cuanto a las variables sociodemográficas, en el anexo 4 se verifica que la evolución de la población analizada en la ECPF reproduce la tendencia general de la sociedad española de progresivo envejecimiento de su población, destacando el porcentaje de hogares cuyo sustentador principal tiene más de 64 años, el cual no deja de aumentar en el tiempo. La descripción del tipo de hogar mayoritario en la ECPF y su evolución en los doce años de estudio revelan una disminución ininterrumpida del varón como sustentador principal, desde el 85.3% en 1985 hasta el 80.5% en 1996, a la vez que el número medio de miembros de los hogares disminuye un 8.3%, reflejando una tendencia al aumento de las parejas sin hijos y de las personas mayores de 64 años que viven solas. En cuanto al tamaño del municipio de residencia, los datos reflejan una disminución progresiva del peso de las familias que viven en ciudades de más de 500.000 habitantes (Madrid y Barcelona) en favor de aquellas que viven en ciudades de menos de 10.000 personas.

Respecto a las variables de contenido económico, la tabla 7 del anexo 4 describe como el porcentaje de sustentadores principales pensionistas no deja de aumentar, pasando del 29.5% en 1985 al 36.1% en 1990 hasta alcanzar el 40.0% en 1996. La situación del segundo miembro es similar, si bien el valor de partida es sensiblemente inferior, pasando del 3.6% de pensionistas en 1985 al 8.3% en 1996. El número de miembros principales asalariados, en cambio, muestra una tendencia descendente desde 1990, situándose en un

promedio para toda la muestra del 43%.¹⁸ Por su parte, el porcentaje de empresarios se sitúa en un 15% de los miembros principales y está ligeramente sobrerrepresentado desde 1988 si lo comparamos con los datos de la EPA.

Si atendemos a la incidencia del desempleo, se vislumbra que la tasa de paro de la ECPF correspondiente a los dos sustentadores principales sigue la senda cíclica de la EPA, situándose en promedio en el 10.2% para todo el periodo. Por su parte, el análisis de las fuentes de ingresos de los dos sustentadores principales advierte que el porcentaje de familias en que los dos miembros principales trabajan aumenta a lo largo de todo el periodo,¹⁹ mientras que disminuyen los hogares en que sólo trabaja el sustentador principal. A su vez, los hogares en que alguno de los dos miembros principales está desocupado en algún trimestre no dejan de aumentar, suponiendo en promedio para toda la muestra un 17% de los hogares. Por último, el perfil educativo de los sustentadores principales se caracteriza por un gran peso de la población sin estudios, más del 82% en todo el periodo, si bien los individuos con estudios de bachillerato y universitario o equivalente ganan peso, aunque débilmente.

Por último y atendiendo al régimen de tenencia de su vivienda principal (y secundarias), la ECPF exhibe un perfil de hogares que de manera creciente prefieren tener su vivienda principal en régimen de propiedad, disminuyendo el número de hogares en régimen de alquiler. Esta adquisición de viviendas principales se traduce en un aumento constante del porcentaje de familias que pagan créditos hipotecarios (un 13.4% en 1985 frente a un 15.3% en 1996). Las preferencias por la inversión en viviendas también se vislumbra en el aumento del porcentaje de hogares con vivienda secundaria.

¹⁸ De entre los trabajadores por cuenta ajena dos terceras partes corresponden a personal administrativo, comercial y técnico, un 10% son directores y gerentes, un 20% son obreros no agrarios sin especializar y un 5% obreros agrarios. La evolución de los grupos es estable, excepto el colectivo de obreros agrarios que se reduce a la mitad desde principios de los años noventa.

¹⁹ El porcentaje de sustentadores secundarios que trabajan aumenta de manera más que considerable desde el 16.3% en 1985 hasta más del 24% en 1996, con un espectacular aumento coincidiendo con la crisis económica de 1993.

5.5. Los filtros

A lo largo del trabajo se ha ido señalando que los datos microeconómicos de ingresos y gastos están sujetos a un importante problema de infrarepresentación y a veces a errores de medida. Como resulta obvio, la utilización de modelos en que las variables de referencia están en diferencias exige, aún más si cabe, un cuidadoso detalle y análisis de las variables de gasto e ingresos para eliminar las fuentes de error.

Con este fin se establecieron diferentes filtros según el problema tratado.²⁰ Tal como se ha detallado en el apartado 5.3, el primer filtro consistió en descartar aquellas familias que no contestaban la encuesta durante ocho trimestres. Así, del conjunto de las 30.130 familias entrevistadas durante los doce años analizados, sólo 8.774 familias llegaron a completar el turno de 8 entrevistas. En el mismo sentido y para evitar posibles errores en los ingresos, principalmente, se eliminaron aquellos hogares cuyo sustentador principal no tuviese en el momento de las entrevistas una edad comprendida entre los 25 y los 80 años y cuyo grupo profesional fuese el de empresario,²¹ quedando después de la aplicación de estos criterios 6.734 hogares.

De entre los hogares potenciales que cumplían los dos criterios anteriores se efectuaron diversos filtros adicionales para evitar que los errores de medida extremos influyesen en los resultados: (a) se eliminaron los hogares con unos ingresos que eran el 0.5% superior o inferior de la muestra, lo cual equivalió a rechazar aquellos hogares cuyos ingresos fuesen en algún trimestre inferiores a 10.000 ptas. o superiores a 1.500.000 ptas., ambas medidas en términos reales de 1985, (b) que en ningún trimestre se produjese una variación porcentual de los ingresos por perceptor²² superior al 200% o inferior al -75%, (c) que la suma del gasto en alimentos y no duraderos no

²⁰ Véase el trabajo de DeJuan y Seater (1999) para una exposición de las diferentes opciones tomadas en la literatura para eliminar los casos extremos.

²¹ El rechazo de aquellos hogares cuyo sustentador principal era empresario obedeció a la necesidad de no incluir hogares para los cuales la declaración de ingresos era problemática, por cuanto existían dificultades para delimitar el efecto de los autoconsumos y porque el alcance de los ingresos no declarados (ocultación fiscal) era manifiestamente superior que en el resto de grupos.

fluctuase por encima del +300% ni por debajo del -80% y (d) que en ningún trimestre el gasto en alimentos o no duraderos fuese inferior a 1.000 pesetas. La utilización de todos estos filtros supuso la eliminación del 13.9% de las familias, por lo que el total de familias finalmente utilizadas es de 5.912. De esta forma, estas familias no sólo cumplen el requisito de la edad y del seguimiento de la encuesta durante ocho trimestres, sino que además no sufren errores de medida extremos que condicionen seriamente las estimaciones.²³ Así, y a modo de prueba, se efectuó un test de correlación de los ingresos consecutivos para diferentes grupos de hogares. En ningún caso los valores de las correlaciones fueron inferiores al 0.70, al contrario que antes de establecer los filtros, en que se llegaba tan sólo al 0.30 en algunos casos, evidenciándose que los errores de medida más importantes habían sido detectados.

5.6. La construcción de las variables utilizadas en el modelo

5.6.1. El tipo de interés real neto de impuestos de las familias

Uno de los parámetros que ha generado más debate en las estimaciones de la ecuación de Euler es el de la disponibilidad de los hogares a mover recursos intertemporalmente ante un cambio esperado de los tipos de interés reales. Como hemos apuntado en el capítulo segundo, el valor de la sustituibilidad intertemporal no es un debate cerrado en la literatura, hasta el punto de que Hall (1988) sostiene que el parámetro de los tipos de interés reales tiende a cero cuanto más se adecua la serie de datos a los realmente considerados por las familias. La existencia de incertidumbre, las posiciones financieras deudoras o acreedoras netas de las familias o la posible existencia de un comportamiento procíclico del gasto y anticíclico de los tipos de interés reales son factores que pueden influir sobre el valor del parámetro de

²² La utilización de las variaciones en términos per capita según el número de perceptores permite evitar la exclusión de aquellas familias que registran variaciones en sus ingresos atribuibles a transiciones en el mercado laboral.

²³ La importancia de controlar los errores extremos tanto de los ingresos como del gasto queda patente en Flavin (1991), donde la autora destaca que los resultados obtenidos sobre una muestra de 700 hogares están fuertemente influidos por un solo hogar.

sustituibilidad intertemporal de los recursos de los hogares (Deaton, 1992, cap. II). Con todo presente, en este trabajo se ha hecho especial hincapié en la elaboración de series de tipos de interés reales lo más ajustados posibles a la situación real de los hogares de la ECPF y que permitan dar respuesta a todas estas cuestiones.

Los tipos de interés reales del hogar i , RR_{it} , se componen de tres elementos:²⁴ los tipos de interés nominales entre t y $t+1$, RN_{it} , el tipo impositivo marginal en el año T , π_{iT} , y la variación de precios esperada entre t y $t+1$, \dot{P}_{it} .

$$RR_{it} = RN_{it}(1 - \pi_{iT}) - \dot{P}_{it}$$

La evidencia empírica con datos microeconómicos obtenida hasta el momento para el caso español refleja en muchos casos una elasticidad de sustitución intertemporal negativa.²⁵ Aunque algunos trabajos indican que estos resultados van en contra de los postulamientos de la teoría económica, en concreto de la condición de integrabilidad, existen varias razones que justificarían una elasticidad de sustitución intertemporal negativa. Más allá del juego entre los efectos renta y sustitución destacamos: (1) el conjunto de información incorporada en las series del tipo de interés, (2) si los precios y el tipo de interés nominal neto de impuestos no han seguido la misma evolución, el parámetro del tipo de interés real de la ecuación de Euler podría estar recogiendo el efecto de uno de los dos componentes en detrimento del otro y (3) que los datos son trimestrales y no anuales, al contrario que la mayoría de trabajos internacionales.²⁶

²⁴ En la presentación formal de este trabajo obviamos el efecto de la interacción entre el tipo de interés nominal y la tasa de inflación. No obstante, en versiones preliminares el análisis econométrico que incorporó la interacción entre ambas variables no obtuvo en ningún caso significación estadística a niveles relevantes.

²⁵ Véase Monés, Salas y Lasheras (1992), Collado (1995) y Cutanda (1995).

²⁶ La cuestión de la periodicidad trimestral de los datos resulta relevante, porque los tipos de interés suelen estar nominados en espacios temporales superiores al trimestre (por ejemplo anuales). En este caso el efecto sustitución implica recolocar activos hacia un futuro muy superior al trimestre, de modo que tomará un signo negativo entre dos trimestres consecutivos, cuando si los datos fuesen anuales su signo sería positivo. De este modo, la utilización de datos trimestrales comporta que el efecto final deba ser negativo.

Por todo lo anterior, la elaboración del tipo de interés real ha seguido un proceso muy cuidadoso en la línea de incorporar el máximo de información disponible de la situación financiera de las familias. Así, y como se muestra en el capítulo sexto de resultados, se efectúan diversas estimaciones con series de tipos de interés reales netos de impuestos que incluyen distintos grados de información de los hogares, a la vez que se separan en algunos casos los tipos de interés nominales netos de impuestos y la evolución esperada de la inflación. La utilización de distintas series de tipos de interés con diferentes grados de información permite contrastar la hipótesis de Hall (1988), que sostiene que el parámetro de sustitución intertemporal debería tender a cero a medida que se incluye más información de los hogares, siendo nulo en el extremo. En todos los casos se han efectuado estimaciones tanto para el consumo de alimentos como para el consumo de no duraderos.

La elección de las series del tipo de interés nominal se hizo bajo dos premisas: la disposición de una serie temporal que cubriese todo el periodo analizado, o al menos la mayor parte del mismo, y que fuese un reflejo fiel de la evolución de los tipos de interés. Bajo estas dos premisas la elección del tipo de interés nominal se concretó en cuatro opciones: el tipo de interés efectivo medio de las letras del tesoro a un año en sus compraventas simples al contado entre miembros del mercado, las operaciones activas entre uno y menos de tres años, las operaciones pasivas entre uno y menos de dos años y, finalmente, el tipo de referencia del mercado hipotecario. Para los tres últimos tipos de interés se escogieron los tipos de interés de las cajas de ahorro, porque eran las entidades dominantes, al menos para las dos últimas series en el conjunto de años analizados.²⁷ El hecho de que la evolución de las letras del tesoro siguiese una senda diferente de las tres restantes, en especial para los primeros años, añadido a que sólo estaba disponible a partir del tercer trimestre de 1987, llevó a descartarla.

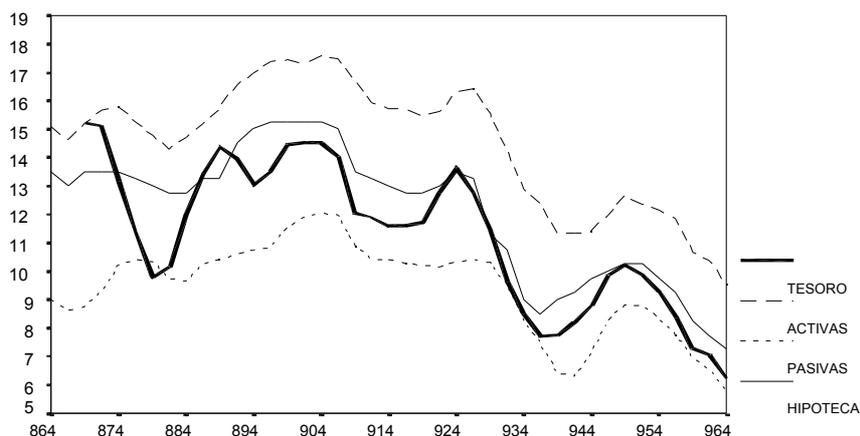
El primer indicador de los tipos de interés nominales consiste en aplicar directamente el promedio del tipo de interés nominal de los activos y de los

²⁷ El peso del crédito para adquisición de viviendas de los bancos se situó en un 25% en promedio para el periodo estudiado, por un 75% de las cajas de ahorro (Boletín Mensual del Banco de España, varios años).

pasivos de las cajas ponderados según el peso agregado de las operaciones activas y pasivas en cada trimestre (serie 1).²⁸

El segundo indicador, serie 2, se elaboró combinando la serie 1 y el tipo de interés hipotecario de las cajas de ahorro: si la familia declaraba pagar un crédito hipotecario se le asignó el tipo de interés hipotecario, mientras que si la familia no pagaba ninguna hipoteca el tipo de interés aplicado era el promedio entre el crédito y el pasivo de las cajas de ahorro (serie 1).²⁹ Con esta diferenciación se consiguió aproximar el tipo de interés nominal al de referencia de la familia, con el añadido de que el tipo de interés nominal ya no era el mismo para todas las familias, sino que dependía del trimestre y de la situación de los hogares, con lo que se dotó a la serie final de variabilidad intratemporal. La serie 2 es la serie de tipos de interés nominales utilizada en la mayoría de estimaciones expuestas en el capítulo sexto.

Figura 5.2. Evolución de los tipos de interés nominales.



Fuente: elaboración propia a partir del Banco de España.

Una segunda fase en la construcción del tipo de interés real final fue la determinación del tipo impositivo. La ECPF no ofrece información del tipo impositivo marginal o medio soportado por cada familia. Los ingresos declarados por los hogares son netos de retenciones (Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas) y del pago a las administraciones públicas (Seguridad Social, mutualidades, etc.), de forma que la imputación de un tipo impositivo

²⁸ El desconocimiento de la posición acreedora o deudora neta de las familias de la ECPF obligó a utilizar datos agregados en las ponderaciones.

²⁹ Véase el anexo 6 para los valores de las series de tipos de interés nominales.

específico para cada hogar requirió reconstruir su declaración fiscal. Así, bajo la hipótesis de que los ingresos declarados eran los verdaderos y utilizando la información sociodemográfica y del pago de hipotecas de las familias, se simularon las declaraciones impositivas de las familias para obtener los ingresos brutos. La diferencia en términos relativos entre los ingresos brutos obtenidos y los netos declarados determina el tipo impositivo medio soportado por cada hogar.³⁰ Así, el resultado final ha sido la obtención de un tipo impositivo medio anual de cada familia, con el consiguiente acercamiento al tipo de interés real neto de impuestos contemplado por las familias. En cualquier caso, en el capítulo sexto se muestran los resultados obtenidos cuando se utilizan otros tipos impositivos como el medio para todos los hogares, disponible en las Memorias Tributarias del Ministerio de Economía y Hacienda, y el calculado en el trabajo de Oliver *et al.* (1998) desagregado a nivel de decilas,³¹ así como de combinaciones de los tipos impositivos y las series (1) y (2).

Un último elemento en la construcción del tipo de interés real es el índice de precios para calcular la inflación de los hogares, para el que se utilizaron las series del INE, de las que se dispone la evolución de los precios de cada uno de los ocho grupos de bienes y servicios en que el INE divide el gasto de los hogares.³² Dado que el objetivo final es la creación de tres índices de precios (alimentos, bienes y servicios no duraderos, y bienes duraderos), para aquellos grupos de gasto en que sólo hay bienes y servicios no duraderos se ha utilizado directamente el índice de precios publicado por el INE [grupo

³⁰ A pesar de que el tipo impositivo ideal es el marginal, la existencia de una fuerte correlación entre el tipo marginal y el medio minimiza los efectos diferenciales de la utilización de los tipos medios, que básicamente se reducen a una cuestión de nivel.

³¹ El tipo impositivo medio para cada decila disponible en Oliver *et al.* (1998) se calculó a partir de la información de la ECPF con la particularidad de que los datos de la ECPF se complementan con datos fiscales obtenidos por medio de la liquidación individual del IRPF y corrigen con los correspondientes factores de corrección para hacerlos compatibles con las cifras de la Contabilidad Nacional y con la información fiscal contenida en las Memorias de la Administración Tributaria.

³² Los ocho grupos de gastos que ofrece el INE coinciden con los ocho primeros grupos de la ECPF, no existiendo información para el grupo 9 de la ECPF (*otros gastos no mencionados anteriormente*). A pesar de que el resto de trabajos con datos españoles optan por no incorporar los gastos de este grupo noveno dentro de su análisis, nosotros sí decidimos incorporarlos para tener un dibujo exacto del gasto de los hogares. Dado que no se disponía de una serie de precios específicos para este grupo y atendiendo a su naturaleza mayoritaria de bienes no duraderos, se optó por asignarle los valores de la serie de precios de los bienes y servicios no duraderos que posteriormente explicaremos.

3³³ (vivienda, calefacción y alumbrado) y grupo 8 (otros bienes y servicios)]. El grupo 1 de alimentos también se usa directamente porque únicamente incluye bienes de la categoría de alimentos.³⁴ Para aquellos grupos que contienen gastos duraderos y no duraderos (grupos 4, 5, 6 y 7) se han creado dos índices de precios para cada grupo: el índice de precios de los bienes y servicios no duraderos y el índice de precios de los bienes duraderos.³⁵

A partir de estos índices se ha construido un índice de precios de Stone para cada una de las dos grandes categorías de gasto de cada familia analizadas como variables dependientes en este trabajo (alimentos y bienes y servicios no duraderos). El índice de precios final de cada categoría se obtiene ponderando los precios de cada una de las subcategorías correspondientes en función del peso del gasto nominal que representan sobre el gasto total de esa categoría y familia. Así, para el caso del consumo no duradero el índice se establece como:

$$\text{Índice de precios}_{i,t}^{ND} = \sum_{j=1..n}^{ND} W_{i,j,t}^{ND} * P_{j,t}^{ND}$$

donde $W_{i,j,t}^{ND}$ es el peso del gasto nominal de la familia i en la subcategoría j de bienes y servicios no duraderos en el trimestre t sobre el gasto no duradero total, ND, de la familia i en el trimestre t , y $P_{j,t}^{ND}$ es el índice de precios de la subcategoría j de bienes y servicios no duraderos en el trimestre t en el conjunto nacional. Nótese que la utilización de una ponderación a partir del gasto de las familias implica que (i) la tasa de inflación es distinta para cada familia y trimestre y (ii) que las preferencias de los hogares también se incluyen dentro del tipo de interés real.

³³ Dentro del grupo 3 no se incluye la partida de vivienda en propiedad por no ser un coste real sino imputado.

³⁴ En realidad, la categoría de alimentación incluye tanto el gasto en alimentación en casa como fuera, por lo que se tuvo que elaborar un índice de precios de Stone.

³⁵ Cada uno de estos índices se construyó a partir de los precios de cada uno de los bienes y servicios ofrecidos por el INE, ponderando dichos precios en función del peso de cada bien o servicio sobre el total de gasto nominal trimestral de todos los bienes y servicios que formaban ese índice. Véase el anexo 7 para una exposición detallada de los bienes y servicios que componen cada uno de los índices de precios, la metodología seguida y la tabla de valores.

De esta manera, la combinación de tipos de interés nominales que incluyen la información de pagar créditos, de un tipo impositivo medio anual propio para cada hogar y de series de variación de precios que incorporan las preferencias de los hogares conforman series de tipos de interés reales netos de impuestos con una gran variabilidad, no sólo intertemporal sino también intratemporal. Como se observa en el capítulo sexto, la introducción de toda esta información de cada hogar tiene importantes consecuencias a la hora de obtener relaciones causales significativas del tipo de interés sobre el consumo y del valor de la elasticidad de sustitución intertemporal.

5.6.2. El resto de variables

Los datos de los ingresos corresponden a los ingresos monetarios ordinarios después de impuestos en términos reales de 1985. Los datos de gasto, tanto de los alimentos, como de los no duraderos y de los duraderos, cuya composición se detalla en el anexo 1, están deflactados por el índice de precios más cercano al de cada uno de los bienes y servicios (véase el anexo 7). Mientras los ingresos y el gasto en alimentos y en no duraderos se expresan en logaritmos, el gasto en bienes duraderos se especifica como una variable dicotómica que toma valor uno si se efectúa un gasto superior a 10.000 ptas. reales y cero en caso contrario. En las estimaciones previas se utilizaron otras variables alternativas para los bienes duraderos: variables dicotómicas para cuando el gasto en bienes duraderos era simplemente positivo, cuando era superior a 50.000, 100.000 y 200.000 ptas. reales de 1985 y una variable cualitativa que indicaba el esfuerzo realizado que tomaba valor uno cuando el gasto en bienes duraderos suponía más del 25% de los ingresos monetarios y cero en caso contrario. Mientras la primera opción (gasto positivo) era demasiado genérica, el resto sufría el problema contrario de falta de variabilidad, por lo que finalmente se optó por tomar un valor de compromiso entre ambas opciones, que fue el valor de 10.000 pesetas reales de 1985.

Las variables de edad, número de miembros totales, número de menores de 14 años y número de perceptores se especifican como variables continuas, mientras que el resto de variables (nivel educativo y grupo profesional del sustentador principal; situación respecto a la actividad económica de los sustentadores principal y secundario) son el resultado del

establecimiento de variables cualitativas, cuyos criterios se exponen en el anexo 8.

5.7. El periodo de referencia de los ingresos y los gastos: consecuencias de la falta de control de la variabilidad de los ingresos en el contraste de la HCV/RP~ER

(a) Descripción de la falta de sincronía entre ingresos y gastos

Los ingresos monetarios que deben declarar los hogares son aquellos percibidos en los tres meses naturales anteriores al del inicio de la entrevista, con independencia de que correspondan total o parcialmente a otro trimestre diferente al de la encuesta. Por el contrario, el periodo de referencia del gasto es diferente entre los bienes, variando el número de semanas incluidas en función de la asiduidad de compra de cada tipo de mercadería. El INE diferencia entre el gasto en alimentación (para el que se anota el desembolso efectuado en la semana que dura la entrevista), el gasto en bienes y servicios no duraderos (que abarca la semana de referencia y las tres semanas anteriores) y el gasto muy inusual (bienes duraderos) para los que se anota el gasto efectuado en los tres últimos meses incluyendo la semana de la encuesta. Dado que los periodos de referencia de las categorías de gasto son distintos, el INE utiliza unos factores de elevación temporal para homogeneizarlos. Para ello, al referirse los alimentos a una semana se multiplican por trece para tener el equivalente a un trimestre. Los gastos mensuales se multiplican por tres, mientras que los gastos trimestrales no sufren ninguna transformación. De este modo, todos los gastos son directamente comparables y equivalen al gasto realizado durante tres meses.

Las diferencias temporales entre los periodos de referencia de los ingresos y el gasto no tendrían ninguna importancia si la retribución de los individuos fuese siempre la misma a lo largo del año (entre trimestres). Para el caso español, no obstante, las retribuciones salariales y de pensiones no siguen un esquema lineal, sino que a las doce pagas mensuales hay que sumarles dos pagas extraordinarias (una en el mes de julio y la otra en diciembre) que son exógenas y deterministas. Si cuando se recibe una paga

extraordinaria ésta no se puede registrar hasta el trimestre (encuesta) siguiente por los criterios de anotación del INE, podemos encontrarnos con una falta de correlación (presumiblemente positiva) entre ingresos y gastos imputable al método de elaboración de la encuesta.

Puesto que las pagas extraordinarias se reciben en los meses de julio y diciembre se esperaría *a priori* que en las entrevistas del tercer y cuarto trimestre de cada año los hogares anotasen unos ingresos laborales y de pensiones superiores a los del resto de trimestres. Sin embargo, la comparación de los valores medios (y las medianas) de los ingresos (laborales y de pensiones) entre los trimestres no dibuja este hecho, como se ilustra en la figura 5.3. siguiente.

Figura 5.3a. Ingresos laborales medios (y medianas) por trimestre

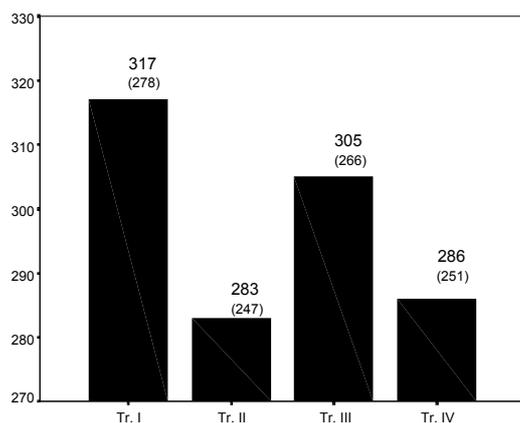
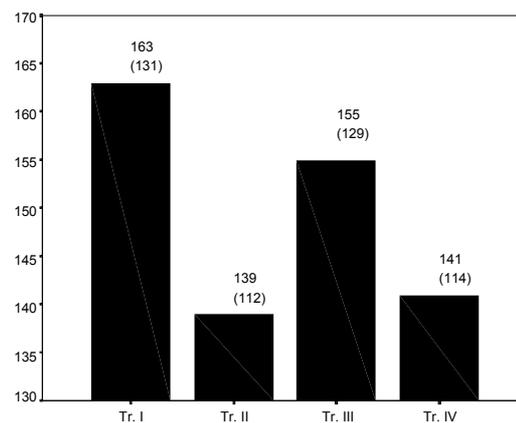


Figura 5.3b. Ingresos medios (y medianas) por pensiones

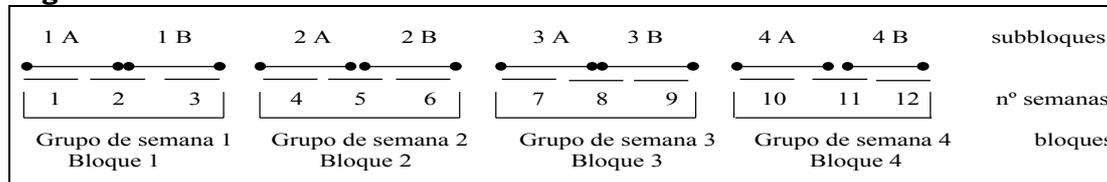


Nota: el valor de cada barra corresponde al valor medio por trimestre en pesetas constantes de 1985 para el periodo 1986-1996. Entre paréntesis el valor de las medianas trimestrales.

La razón de esta sistemática obedece a dos cuestiones: (1) los hogares no son entrevistados en la misma semana del trimestre, sino repartidos homogéneamente a lo largo del mismo. Los hogares a entrevistar se dividen en cuatro grupos de semanas (en adelante los llamaremos bloques), cada uno de ellos compuesto de tres semanas. A su vez, cada bloque se divide en dos subbloques de una semana y media de duración cada uno. Cada familia se entrevista durante uno de estos subbloques (figura 5.4).³⁶ (2) Las dos pagas extraordinarias no se reciben en el mismo momento del trimestre; la primera

se paga a principios del tercer trimestre (julio) y la segunda se desembolsa a finales del cuarto trimestre (diciembre).³⁷

Figura 5.4. Ubicación de cada familia en el calendario de entrevistas trimestral



La conjunción de los puntos (1) y (2) comporta que si bien la inmensa mayoría de hogares con ingresos laborales y todos los de pensiones reciben las pagas extraordinarias en el mismo momento, deben anotarlas en trimestres diferentes en función de la semana en que son entrevistados, lo cual puede provocar diferencias importantes y artificiales entre el nivel de ingresos y de gasto anotados en la ECPF, absolutamente alienas a las preferencias de los hogares.

La figura 5.5 muestra las diferencias entre los ingresos (laborales más pensiones) y el gasto en bienes y servicios no duraderos al comparar entre los trimestres, tanto en niveles como en diferencias intertrimestrales, para cada uno de los cuatro bloques. Los resultados entre los subbloques no difieren excepto para los bloques primero y segundo, como se detalla más adelante.

Las dos primeras filas de la figura 5.5 ilustran la suma de los ingresos laborales y de pensiones trimestrales medios, y el gasto no duradero (sin alimentos) medio de cada uno de los bloques.³⁸ Para los bloques 1 y 2, formados por aquellos hogares entrevistados durante los grupos de semana 1 y 2, respectivamente (figura 5.4), coinciden los periodos de altos niveles de

³⁶ Durante los ocho trimestres cada familia se entrevista siempre en el mismo subbloque de semanas.

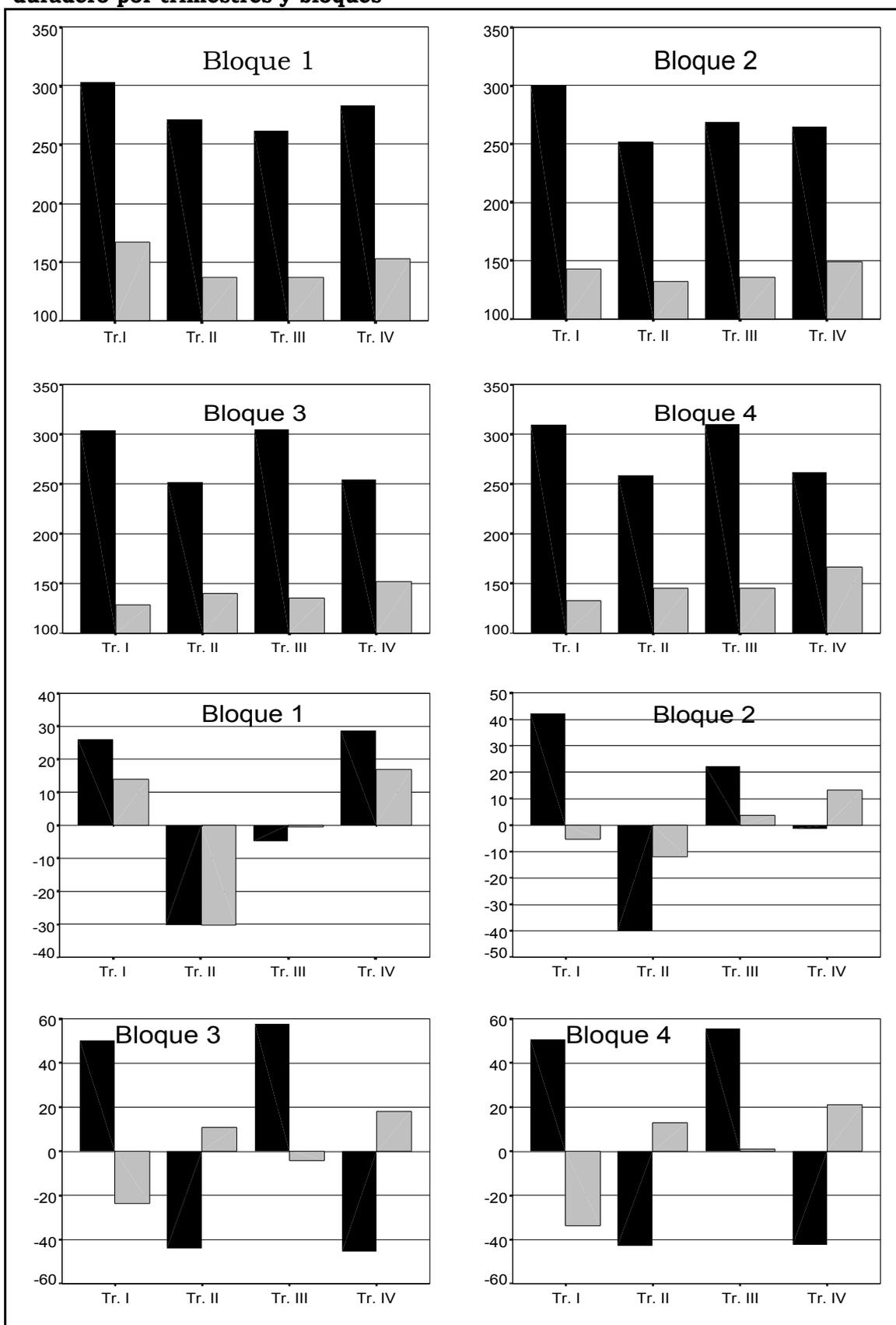
³⁷ La variable que sirve para indicar la ubicación de cada hogar en el trimestre es la llamada por el INE (1992) variable "SECCIÓN". Esta variable ocupa tres posiciones y para los fines de identificación de los hogares interesan la primera y la tercera posición: la primera posición, cuyos valores van del 1 al 4, identifica el grupo de semanas que se está investigando. La tercera posición indica el subbloque y puede tomar los valores 1 ó 2. Así, la sección 312 señala que el hogar se entrevista en el grupo de semanas 3 y que pertenece al segundo subbloque.

³⁸ La distribución de los ingresos y el consumo no afecta a los resultados, por lo que se obtienen los mismos resultados con las medianas que con las medias. Los resultados tampoco difieren si se analizan los ingresos laborales y de pensiones por separado.

ingresos con los de gasto elevado. Lo mismo no es extensible para los bloques 3 y 4. En estos dos últimos bloques (3 y 4) los niveles máximos de ingresos se registran en los trimestres primero y tercero de cada año, cuando el gasto se concentra mayoritariamente en los trimestres tercero y cuarto (trimestres de paga extraordinaria). Las diferencias entre ingresos y gastos para los bloques 3 y 4 no obedecen básicamente a las preferencias de los hogares, sino a que los ingresos extraordinarios del mes de diciembre no se pueden anotar hasta la entrevista de los meses de febrero y marzo (bloque 3) y de marzo (bloque 4), que son meses de gasto reducido. La asincronía que imponen los criterios de anotación diferentes de los ingresos y de los gastos queda aún más patente en las filas 3 y 4 de la figura 5.5, donde se presentan las variaciones medias respecto al trimestre anterior.

Las figuras de variaciones de ingresos y gastos muestran que si los ingresos están bien recogidos, esto es, anotados en un momento no lejano del de cobro real, es más probable que las variaciones de los ingresos y el gasto apunten en el mismo sentido. Para los bloques 1 y 2 no se producen diferencias sustanciales porque el sistema de imputación de los ingresos no obliga a declarar las pagas extraordinarias en meses muy lejanos al de cobro, de modo que los periodos de referencia de las pagas extraordinarias coinciden con los de gasto elevado. En cambio, para el caso de los bloques 3 y 4 la obligatoriedad de declarar los ingresos correspondientes a los tres meses naturales previos provoca para el cuarto trimestre un notable alejamiento entre el momento de cobro real de la paga extraordinaria (y su posible gasto) y el momento en que se anota. La asincronía por motivos de anotación del cuarto trimestre, no obstante, no es un hecho aislado propio de ese trimestre, sino que al trabajarse en diferencias se traslada al resto de trimestres. Nótese, como se muestra en la fila 4, referente a las variaciones de ingresos y gasto de los bloques 3 y 4, que mientras los ingresos cambian en un sentido el gasto lo hace en el opuesto, hecho que no sucede en los bloques 1 y 2.

Figura 5.5. Distribución de los ingresos laborales y de pensiones y el gasto no duradero por trimestres y bloques



Nota: las filas 1, 2 y 5 corresponden a los ingresos laborales y de pensiones medios y al gasto en bienes y servicios no duraderos medidos en niveles. Las filas 3, 4 y 6 detallan las variaciones de los ingresos laborales y de pensiones y del gasto en no

duraderos en términos absolutos entre dos trimestres consecutivos. Las barras en negro corresponden a los ingresos y las barras en gris al gasto no duradero. Las unidades de medida son miles de pesetas constantes de 1985.

De lo anterior se deduce que la evolución intertrimestral de los ingresos laborales, al igual que la de los ingresos de pensiones, depende de los bloques de las familias con los que se trabaja. Las diferencias entre el momento del cobro real y el de anotación en la encuesta, que no tienen por qué coincidir con los criterios de gasto de los hogares, conllevan que las estimaciones de los variaciones del consumo a partir de los cambios de los ingresos estén sesgadas *a priori* a favor del rechazo de correlación entre ambas variables cuando se toma toda la muestra conjuntamente. Mientras en los bloques 1 y 2 los cambios de los ingresos y el gasto se mueven mayoritariamente en el mismo sentido, para los bloques 3 y 4 se mueven en sentido contrario. El resultado final es una cuestión de en cuál de los dos grupos existe mayor variabilidad.

Las consecuencias de esta asimetría en la anotación de los ingresos entre los bloques son muy importantes a nivel de los resultados esperables en las estimaciones econométricas. En concreto, se derivan dos consecuencias inmediatas: (1) los instrumentos de los ingresos basados en los propios ingresos retardados son insuficientes. Desde el momento que las pagas extraordinarias no se anotan en los mismos trimestres para todos los bloques, los instrumentos de los ingresos deben incluir *dummies* temporales que controlen esta anotación dispar de las pagas extraordinarias en la ECPF.³⁹ (2) En la literatura de la ecuación de Euler del consumo con datos de la ECPF⁴⁰ se ha hecho hincapié en que la significación estadística de los ingresos es diferente según que los ingresos se especifiquen en diferencias o en niveles, siéndolo con mayor facilidad cuando se utilizan en niveles (Cutanda, 1995). La razón justificativa queda manifiesta en la figura 5.5 y la tabla 5.3; cuando se introducen los ingresos en diferencias la mitad de la muestra apunta una disminución de los ingresos cuando debería apuntarse un aumento de los mismos. En este contexto resulta difícil capturar algún efecto en las

³⁹ Véase el anexo 11 para una exposición de la distribución de las pagas extraordinarias por trimestres y subbloques.

⁴⁰ Es decir, $LnC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LnY_{it} + u_{it}$

estimaciones, porque cada una de las dos mitades de la muestra señala un cambio de los ingresos en un sentido diferente para una misma variación del gasto.

A modo ilustrativo, la tabla 5.3 muestra el diferente signo obtenido de la regresión del consumo no duradero sobre los ingresos monetarios; claramente, el signo de la relación causal depende del conjunto de bloques escogidos.

Tabla 5.3. Signo de la relación gasto no duradero-ingresos monetarios.

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + u_{it}$$

	Bloque 1	Bloque 2	Bloque 3	Bloque 4	Toda la muestra
Constante	-0.018 (-4.51)	-0.017 (-4.16)	-0.000 (-0.00)	-0.009 (-2.53)	-0.010 (-4.95)
Ingresos originales	0.110 (1.03)	0.277 (2.12)	-0.380 (-5.24)	-0.438 (-6.25)	-0.298 (-6.50)

Nota: los datos se han estimado mediante el método generalizado de los momentos utilizando como instrumentos los propios retardos de los ingresos desde t-2 con el programa Dynamic Panel Data (véase el apartado sobre cuestiones econométricas para una mayor extensión). Entre paréntesis el valor del estadístico *t-student*. El periodo muestral cubre el decenio 1986-1996. La muestra de hogares es la utilizada en el capítulo sexto y que, por tanto, ha superado los filtros correspondientes.

Así pues, de la lectura de los párrafos anteriores se pueden extraer tres grandes conclusiones: (1) dado que en los datos originales del INE no todos los hogares anotan las pagas extraordinarias en los mismos trimestres, las opciones de eliminar o controlar el efecto de las pagas extraordinarias con una simple *dummy* estacional que toma valor unitario en ese trimestre y cero en caso contrario no es adecuada. (2) En contraste con el trabajo de Álvarez(1999), que supone que las pagas extraordinarias son un elemento aleatorio, en este trabajo planteamos que la diversidad de anotación obedece al criterio de periodo de referencia adoptado por el INE. (3) El criterio de anotación seguido en la ECPF provoca un alejamiento entre el momento de cobro real de la paga extraordinaria (y su posible gasto, al menos de una parte de la misma) y el momento de anotación en la ECPF para determinados grupos de hogares, lo cual requiere un tratamiento de los datos para acercar ambos términos.

(b) *Propuestas de acercamiento de la anotación de las pagas extraordinarias al momento de cobro y de control de las pagas extraordinarias.*

En aras a evitar este posible rechazo artificial de la relación entre consumo e ingresos se han reasignado los ingresos laborales y de pensiones sobre la base de que la descoordinación entre ingresos y gastos se produce en el primer y cuarto trimestres y de que afecta, principalmente, a los bloques 3 y 4, los cuales en el momento de recibir la paga extraordinaria de diciembre no pueden anotarla hasta el final del trimestre siguiente.⁴¹

Con este objetivo, en los bloques 3 y 4 se ha reasignado la paga extraordinaria del mes de diciembre de cada año, que la ECPF anota en el primer trimestre del año siguiente, al cuarto trimestre del año anterior y viceversa: los ingresos anotados en el cuarto trimestre de cada año (compuestos sólo de pagas normales) se han pasado al primer trimestre del año siguiente, siempre controlando por el número de perceptores y en pesetas reales. A modo de ejemplo y para los bloques 3 y 4, en la fila 2 de la tabla 5.4 figuran aquellas familias cuya primera observación se produce en un segundo trimestre. Para estas familias el proceso de reasignación de las pagas extraordinarias ha consistido en pasar los ingresos laborales y/o de pensiones de su tercera observación (que son de cuarto trimestre) a la cuarta observación y viceversa con los ingresos laborales y/o de pensiones de la cuarta observación (que son de primer trimestre y que se pasan al trimestre cuarto precedente). Para la fila 2 se ha efectuado la misma operación de intercambio entre las observaciones séptima y octava.⁴² La misma operación de

⁴¹ Aunque se podrían haber adoptado unos criterios mucho más amplios que afectasen a los ingresos de otros trimestres, se ha optado por la opción más simple y que supone un menor grado de arbitrariedad.

⁴² Una alternativa a nuestra propuesta es la utilización de diferencias interanuales, i.e. $Y_{94,I} - Y_{93,I}$, como en Albarrán (2000) para datos de pseudo-panel. Si bien esta alternativa elimina todos los problemas aquí expuestos, su inconveniente reside en que el número de observaciones disponibles con paneles puros se reduce radicalmente, por lo que no es factible. Añadido, la diferenciación interanual elimina la mayor parte de la variabilidad, que en el caso de los contrastes de la hipótesis de ciclo vital-renta permanente con expectativas racionales es un elemento a controlar pero no a eliminar. Adicionalmente, la utilización de variaciones interanuales plantearía dudas sobre el conjunto de información ya conocida que se introduciría en los instrumentos, i.e., exogeneidad, lo cual invalidaría los instrumentos (véase Keane y Runkle, 1992; Shea, 1995a).

intercambio se efectúa entre los trimestres cuarto y primero de las filas 1, 3 y 4 que están en negrita y cursiva.

Tabla 5.4. Distribución de los trimestres entre las observaciones de los hogares

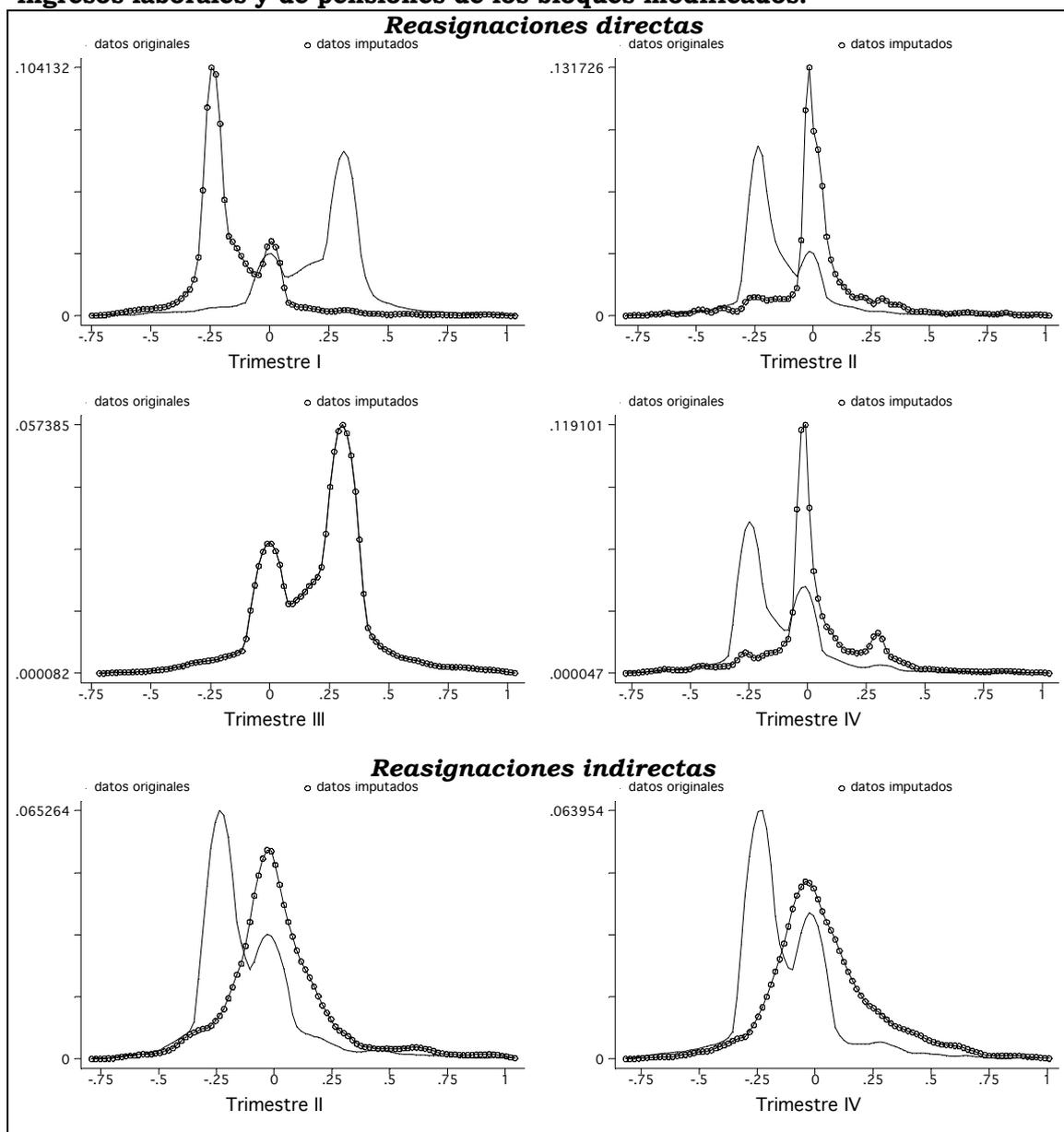
	Orden de las observaciones de las familias							
	1 ^a	2 ^a	3 ^a	4 ^a	5 ^a	6 ^a	7 ^a	8 ^a
Fila 1	1	2	3	4	1	2	3	4
Fila 2	2	3	4	1	2	3	4	1
Fila 3	3	4	1	2	3	4	1	2
Fila 4	4	1	2	3	4	1	2	3

Nota: los valores del cuadro corresponden al trimestre de cada observación (1^o, 2^o, 3^o o 4^o). Los valores en negrita y cursiva indican las observaciones que han sido reasignadas directamente.

Este criterio de imputación directa no es factible en las observaciones primera y octava de aquellas familias cuya primera observación se efectuaba en un primer trimestre (fila 1 de la tabla 5.4), porque no se dispone de los ingresos del trimestre contiguo con el que intercambiarse. Para salvar esta dificultad se ha realizado una estimación del valor que deberían tener los ingresos laborales y/o de pensiones del primer trimestre si se computasen como de paga normal, todo ello controlando por la información de cada familia. El mismo procedimiento se ejecuta para la octava observación (observación de cuarto trimestre). En ese caso el objetivo es incluir la paga extraordinaria que la ECPF anota en el primer trimestre y que se situaría en la novena observación si el INE siguiese un trimestre adicional a la misma familia (véase el anexo 9 para una exposición extensa de la metodología utilizada).

La comparación de la distribución de los cambios porcentuales de los ingresos (laborales y de pensiones) de las familias apunta, como era el resultado esperable, que la imputación supone un desplazamiento de las modas por valor del 36%, que es el doble del cambio porcentual que la paga extraordinaria supone sobre los ingresos trimestrales (figura 5.6).

Figura 5.6. Distribución de las variaciones porcentuales intertrimestrales de los ingresos laborales y de pensiones de los bloques modificados.



Nota: las variaciones intertrimestrales se refieren a los cambios entre dos trimestres consecutivos.

En el caso de los cambios porcentuales de los ingresos del primer trimestre correspondientes a las reasignaciones directas se observa un desplazamiento de la moda desde un aumento de alrededor del 25% a una disminución del 25%, produciéndose un cambio simétrico de la distribución:⁴³ puesto que en los datos originales de la ECPF los ingresos del cuarto trimestre son normales y los del primer trimestre del año siguiente anotan la paga extraordinaria del mes de diciembre precedente, las variaciones porcentuales obtenidas de los datos

originales muestran un incremento de los ingresos. Como la reasignación supone pasar la paga extraordinaria al cuarto trimestre, la moda de la variación porcentual con los datos reasignados refleja una disminución intertrimestral de los ingresos. Para el caso del segundo trimestre, los resultados de la reasignación supone comparar dos trimestres con paga normal: la del segundo trimestre, que únicamente incluye pagas normales, y la reasignada del primer trimestre a la que se le ha eliminado la paga extraordinaria. Que la moda de la variación porcentual del segundo trimestre con los datos reasignados sea un cambio nulo constituye una señal inequívoca de que el proceso de reasignación tan sólo mueve la paga extraordinaria. Debido a que ni el segundo ni el tercer trimestres sufren reasignaciones, las distribuciones originales y las reasignadas coinciden para el tercer trimestre.

En lo que respecta al cuarto trimestre, los comentarios del trimestre segundo son extensibles, porque las variaciones del trimestre cuarto reflejan la diferencia entre el cuarto trimestre (que en los datos reasignados incluye la paga extraordinaria del mes de diciembre) y el tercer trimestre (que incorpora la paga extraordinaria de julio y no sufre ninguna reasignación), de forma que la variación con los datos reasignados es nula mientras que con los datos originales la moda es una variación negativa.

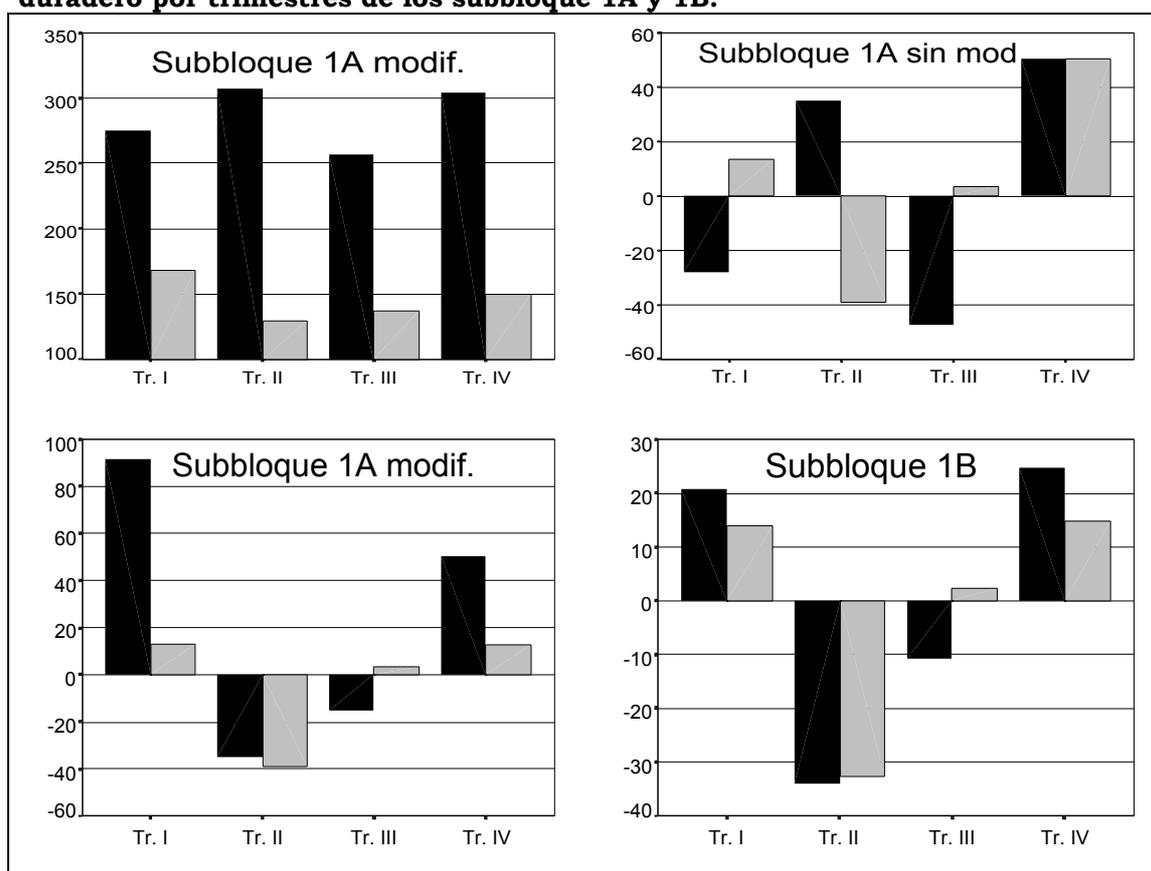
La última fila de la figura 5.6 ilustra las variaciones porcentuales de aquellas familias en las que se ha tenido que efectuar una reasignación indirecta a través de la estimación del valor de la paga extraordinaria (hogares de la fila 1 de la tabla 5.4). La coincidencia en la distribución del signo de las variaciones de los ingresos entre los datos imputados y los datos reasignados directamente del resto de familias de los bloques 3 y 4 demuestra que el criterio de imputación a partir de la estimación del valor de la paga extraordinaria permite obtener los mismos resultados que la reasignación directa.

Parte de los ingresos de algunas de las familias de los bloques 1 y 2 también se han modificado. Para el caso del bloque 1, el análisis de la distribución de los ingresos laborales y de pensiones refleja que la primera mitad de los hogares (subbloque 1A) anota, por razones desconocidas, la paga

⁴³ Nótese que los datos del trimestre 1 reflejan el cambio del trimestre 1 respecto del

extraordinaria de diciembre en las encuestas del segundo trimestre. De este modo, tal como se detalla en la figura 5.7, las variaciones de los ingresos originales y del gasto vuelven a mostrar evoluciones en sentido contrario fruto del alejamiento entre el momento de anotación de la paga extraordinaria y el momento de cobro real. La aplicación de la misma metodología seguida para los bloques tres y cuatro, centrada en este caso en los trimestres primero y segundo, ha permitido reasignar la paga extraordinaria al mismo momento que el resto de familias del bloque 1,⁴⁴ mientras que a los ingresos laborales y de pensiones del segundo trimestre se les ha restado la paga extraordinaria.⁴⁵ Si las reasignaciones son correctas, los cambios de los ingresos deberían mostrar el mismo sentido que los hogares del subbloque 1B, como se muestra en la segunda fila de la figura 5.7.

Figura 5.7. Distribución de los ingresos laborales y de pensiones y el gasto no duradero por trimestres de los subbloque 1A y 1B.



trimestre 4 precedente

⁴⁴ Es decir, que los hogares del subbloque 1B.

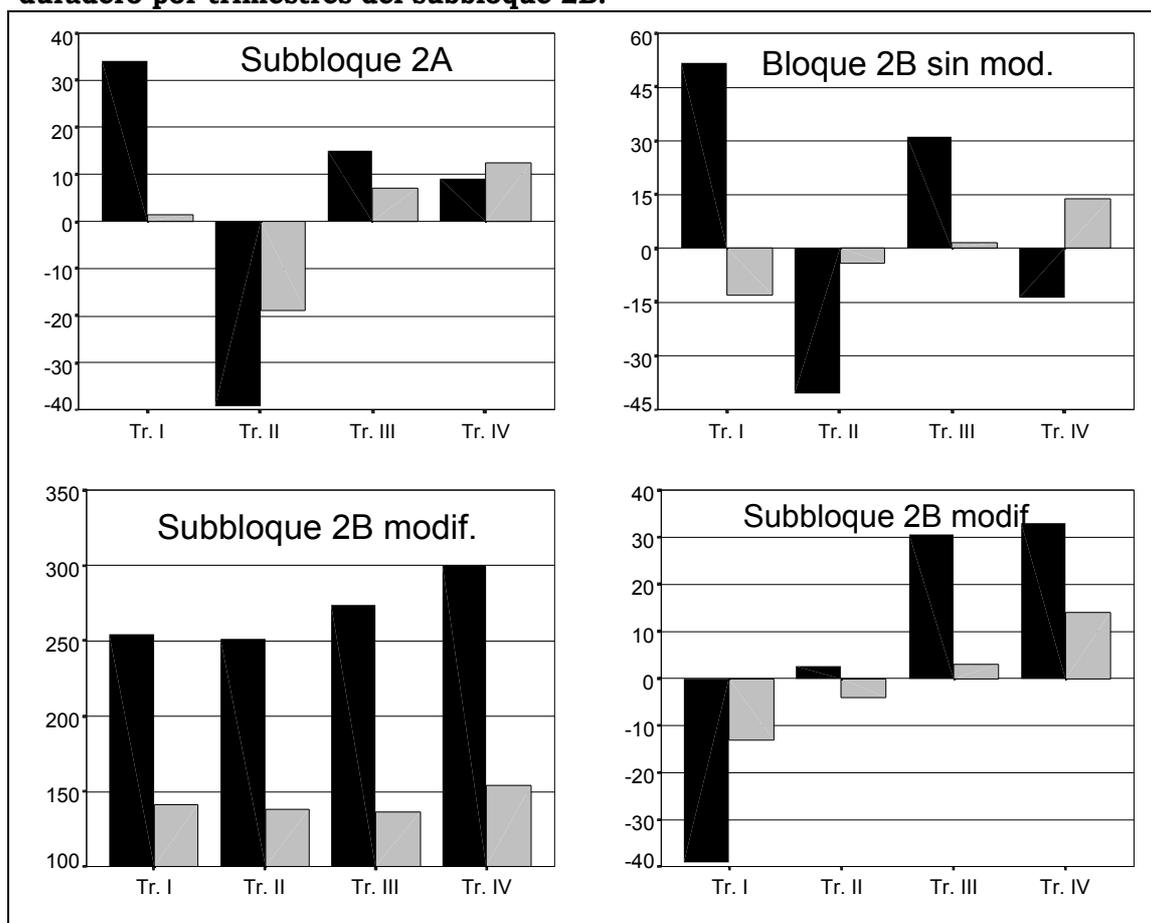
⁴⁵ Para aquellas familias en que su primera y octava encuesta coincide con un segundo y un primer trimestre, respectivamente, se ha aplicado una reasignación indirecta. Véase el anexo 10.

Como se ha comentado anteriormente, parte de los hogares del bloque 2 también ha sido objeto de reasignaciones de los valores de los ingresos originales ofrecidos por el INE. En efecto, en la primera fila de la segunda columna de la figura 5.5 se muestra que los ingresos trimestrales del bloque 2 son muy parecidos entre los trimestres tercero y cuarto, en oposición al bloque 1 en que los ingresos del cuarto trimestre son claramente superiores a los anotados en el tercer trimestre y en contraposición a los bloques 3 y 4 en los que los ingresos del tercer trimestre son superiores a los del cuarto trimestre. Dicho de otra manera, el bloque 2 se establece como un caso intermedio entre los otros dos tipos de bloques,⁴⁶ porque el primer subbloque (2A) se comporta igual que el bloque 1, mientras que el segundo subbloque (2B) sigue la misma evolución que los bloques 3 y 4 (figura 7).

Ante este comportamiento, se ha extendido la misma metodología de reasignaciones practicada en los bloques 3 y 4 al subbloque 2B, mientras que el subbloque 2A no sufre ninguna modificación. La figura 5.8 enseña las nuevas relaciones entre las variaciones medias intertrimestrales de los ingresos (originales y modificados) y las variaciones intertrimestrales del gasto no duradero. Claramente, el signo de las variaciones de los ingresos modificados y del gasto parecen ser paralelos, cuando al utilizarse los ingresos originales se mueven en sentido contrario.

⁴⁶ La igualdad en los ingresos declarados en los trimestres tercero y cuarto del bloque 2 se explica por el momento en que los hogares son entrevistados. En la figura 5.4 se detalla como la primera mitad de hogares (subbloque 2A) empieza a ser entrevistado al final del mismo mes en que se entrevista a los hogares del bloque 1. En cambio, la segunda mitad de hogares (subbloque 2B) empieza a ser entrevistado en el mismo mes del bloque 3. Así, durante el tercer trimestre los hogares entrevistados en el subbloque 2B empiezan a ser entrevistados en la primera semana de agosto, por lo que en el

Figura 5.8. Distribución de los ingresos (laborales y de pensiones) y el gasto no duradero por trimestres del subbloque 2B.



Nota: la nota de la figura 4 también es aplicable.

En resumen, se ha expuesto la distribución de las pagas extraordinarias entre los trimestres para cada uno de los bloques (y subbloques)⁴⁷. El principal elemento que destaca de esta distribución es que en los datos originales disponibles de la ECPF no existe ningún trimestre que no incluya pagas extraordinarias para algún subbloque de hogares. Al mismo tiempo, la comparación de la anotación de las pagas extraordinarias entre los bloques de hogares evidencia que éstos no siguen un mismo esquema de anotación, por lo que, como se ha comentado con anterioridad, el control de la variación de los ingresos motivado por las pagas extraordinarias resulta inadecuado con una simple *dummy* estacional por trimestre. De la tabla de distribución de las pagas extraordinarias del anexo 11 se sonsaca que la interacción de las cuatro *dummies* trimestrales clásicas (e.g., valor unitario

tercer trimestre sí declaran la paga extraordinaria de julio. Por el contrario, la paga extraordinaria del mes de diciembre no se puede anotar hasta el primer trimestre.

⁴⁷ Véase el anexo 11 para una exposición de la distribución de las pagas extraordinarias por trimestres y subbloques.

cuando la observación corresponde al trimestre primero, segundo, tercero o cuarto, respectivamente) con dos *dummies* que engloban los casos de los hogares incluidos en el bloque 1 y subbloque 2A en el primer caso y de los bloques 3, 4 y 2B en el segundo caso, son capaces de controlar adecuadamente los efectos de las pagas extraordinarias.

Por otra parte, las reasignaciones de las pagas extraordinarias han tenido por objeto corregir la distorsión provocada por los diferentes criterios de anotación entre ingresos y gasto, buscando un acercamiento entre el momento en que realmente se recibe la paga extraordinaria del mes de diciembre, y en el que presumiblemente se efectúa el gasto (o parte de él), y el momento en que se anota en la encuesta. En la medida que el signo de la relación entre las variaciones de gastos e ingresos sea positivo se puede afirmar que las reasignaciones, tanto directas como imputadas, están en la línea correcta. El contraste econométrico de dicha relación positiva entre gastos e ingresos es el objeto del siguiente subapartado.

(c) Evidencia empírica del efecto del tratamiento de las pagas extraordinarias sobre el modelo de ciclo vital-renta permanente con expectativas racionales

En este subapartado se contrastan econométricamente las conclusiones del subapartado anterior. En concreto, en una primera parte se contrasta si el signo de la relación causal desde las variaciones de los ingresos sobre las variaciones del consumo sigue dependiendo del grupo de bloques analizados con los ingresos reasignados o si, en cambio, la correlación es siempre positiva con independencia de los bloques utilizados. En la segunda parte se demuestra que el conocimiento de la distribución de las pagas extraordinarias entre los trimestres para los diferentes bloques de hogares es especialmente útil a la hora de instrumentalizar los ingresos: el aumento de la capacidad explicativa de los instrumentos demuestra que una vez se controla por la dispersión de las pagas extraordinarias, el sistema retributivo de la mayoría de trabajadores españoles es determinista y exógeno, *ceteris paribus* las transiciones laborales. De este modo, se puede afirmar que los problemas de escasez de capacidad predictiva de los instrumentos de los ingresos aducidos

en una gran parte de la literatura de la HCV/RP~ER es evitada con los datos de la ECPF.

En la tabla 5.5 se muestran los resultados de la estimación de las variaciones de los ingresos monetarios sobre las variaciones del consumo de no duraderos para los diferentes bloques, según que los ingresos sean los originales ofrecidos por la ECPF o aquellos producto de la reasignación.

Tabla 5.5. Resultados de la relación gasto no duradero-ingresos monetarios. 1986-1996.

$$\ln C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \mu_{it}$$

	Bloques 1 y 2A	Bloques 2B, 3 y 4	Bloque 1	Bloque 2	Bloque 3	Bloque 4	Toda la muestra
Ingresos originales	0.277 (2.62)	-0.388 (-7.88)	0.110 (1.03)	0.277 (2.12)	-0.380 (-5.24)	-0.438 (-6.25)	-0.298 (-6.50)
Ingresos con reasignaciones	0.792 (7.20)	0.316 (4.51)	0.725 (6.42)	0.604 (4.13)	0.233 (2.42)	0.404 (3.67)	0.463 (4.18)

Nota: la nota de la tabla 5.3 también procede en esta tabla.

Claramente, la simple reasignación del trimestre cuarto para los bloques 3, 4 y 2B y del trimestre segundo en el subbloque 1A supone un cambio drástico en el signo de las estimaciones, pasando a ser siempre positivo cuando los ingresos utilizados son los reasignados.⁴⁸ La fila de los ingresos originales evidencia la disparidad del signo de la relación ingresos-gasto no duradero según el bloque estimado, que desaparece con los datos reasignados, para los que el signo de la relación es siempre positivo.

Hasta este momento nos hemos referido siempre al gasto en bienes y servicios no duraderos (sin alimentos) para analizar la relación entre ingresos y gastos. No obstante, la tabla 5.6 muestra que las diferencias del signo de la relación causal consumo-ingresos no son exclusivas del consumo de no duraderos, sino que también son aplicables al consumo de alimentos y para el gasto total (que incluye el gasto en bienes duraderos).

En todas las categorías de gasto, con independencia de su grado de agregación, el signo de la relación gastos-ingresos es negativo cuando se

⁴⁸ Quizás el caso más ejemplificador de las consecuencias que se derivan de la disposición de dos submuestras que evolucionan en sentido contrario es el bloque 1, para el que el nivel de significación estadística es sustancialmente superior toda vez se corrigen los errores de anotación en el subbloque 1A.ad

utilizan los ingresos originales de la ECPF y positivo cuando se hace uso de los ingresos reasignados. El cambio del signo de la relación, que pasa a ser positivo con los ingresos reasignados, aparece como un test claro de que el ejercicio de reasignación ha sido correcto, porque señala que el gasto y los ingresos se mueven en el mismo sentido y esto sólo es posible si el momento de cobro y de gasto no están distanciados en el tiempo. El valor mucho más reducido del test de Sargan con los ingresos reasignados constituye una nueva muestra de que las imputaciones dotan a los ingresos de su verdadera variabilidad, y no una variabilidad ficticia, muy superior a la real, provocada por el momento en que se obliga a anotar la paga extraordinaria. Así, la diferencia de signo ilustra que las reasignaciones son oportunas y permiten acercar el momento de cobro real de las pagas extraordinarias a las anotadas en la ECPF y, de esta forma, también lo acercan al momento de gasto.

Tabla 5.6. Signo de la relación consumo-ingresos monetarios para las diferentes categorías de consumo y toda la muestra de hogares.

$$\text{Ln}C_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}Y_{it} + \mu_{it}$$

	No duraderos		Alimentos		No duraderos + alimentos		Gasto total	
Y (originarios)	-0.298 (-6.50)	-	-0.076 (-2.62)	-	-0.178 (-6.6)	-	-0.125 (-4.18)	-
Y (imputados)	-	0.463 (4.18)	-	0.165 (4.04)	-	0.348 (9.26)	-	0.34 (8.18)
Test Sargan	63.9 (17) [0.000]	37.5 (17) [0.002]	26.4 (17) [0.067]	24.3 (17) [0.111]	68.9 (17) [0.000]	34.8 (17) [0.006]	78 (17) [0.000]	37.2 (17) [0.002]
M1	-37.16	-37.8	-31.3	-31.5	-37.6	-38.3	-34.7	-35.5
M2	-0.90	0.37	-1.43	-1.26	-1.7	-0.02	-3.10	-1.82

Nota: la nota de la tabla 5.3 también procede en esta tabla. Los tests de Wald, autocorrelación de primer orden (M1) y de segundo orden (M2) tienen como hipótesis nula la no significación conjunta de todo el modelo, la ausencia de correlación de primer y de segundo orden, respectivamente, distribuyéndose los tests de M1 y M2 como una normal estandarizada. El test de Sargan contrasta la validez de los instrumentos (ausencia de correlación con el término de perturbación). Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico *t-student* y entre corchetes al nivel de significación que se utilizaría si se rechaza la hipótesis nula de no significación de las variables estacionales y de la validez de los instrumentos (test de Sargan), respectivamente. El valor entre paréntesis del test de Wald denota el número de variables independientes del modelo, mientras que el valor entre paréntesis del test de Sargan indica el número de condiciones de sobreidentificación.

Sin embargo, existe la posibilidad de que los cambios de signo de las variaciones de los ingresos de las tablas 5.5 y 5.6 obedezcan a efectos de otras variables, cuyos efectos podrían ser capturados por los ingresos debido a la omisión de las primeras. Para comprobar esta posibilidad se muestran los resultados de las mismas estimaciones pero con el modelo completo de la ecuación [4.20] del capítulo sexto. La ecuación estimada incluye las variables

estacionales,⁴⁹ la edad, los cambios en el número de miembros del hogar, los cambios en el número de perceptores, las transiciones al desempleo del sustentador principal, las variaciones del gasto en alimentos, el gasto en bienes duraderos, el tipo de interés real y las variaciones de los ingresos monetarios sin ningún retardo. La variable dependiente es el consumo de bienes y servicios no duraderos y la matriz de instrumentos es la misma que se utiliza en los cuadros del capítulo sexto y que se comentan en el apartado 4.3 de aspectos econométricos. Se efectúan estimaciones tanto para todo el periodo, como para cada una de las distintas etapas creadas (1986.IV~1992.II, 1992.III~1994.II, 1994.III~1996.IV).⁵⁰ La muestra utilizada es el total de hogares que superaron los filtros del apartado 5.5.

Los resultados de la sensibilidad de la variación del consumo no duradero a los ingresos con todo el modelo (tabla 5.7) están en la línea de las estimaciones del modelo que sólo incluyen los ingresos como variable independiente de la tabla 5.6, por lo que el cambio de signo de los ingresos no es atribuible al efecto de variables omitidas. En efecto, el signo de la correlación consumo-ingresos sigue siendo negativo para los ingresos originales de la ECPF y positivo para los ingresos reasignados. En tanto se supone que al menos una parte de los ingresos es gastada en un periodo no muy lejano al de cobro, el signo positivo (y la significación) de los ingresos reasignados, una vez incluidas las variables de control, demuestra que dicha modificación está en la línea correcta.

Pero la prueba de la adecuación de las modificaciones efectuadas no se limita al signo (y significación) de los ingresos reasignados, sino que también se aprecia sobre el global de los resultados obtenidos. Aunque la significación estadística de la mayoría de variables no parece verse muy afectada por la utilización de los ingresos reasignados, a excepción de las variables estacionales, lo cierto es que la significación conjunta de todas las variables, así como la validez de los instrumentos se ven alteradas por los ingresos utilizados.

⁴⁹ Las variables estacionales se establecen como una variable dicotómica que toma valor unitario en ese trimestre y cero en caso contrario.

⁵⁰ Véase el apartado 6.2.1. para una justificación de esta separación del periodo total.

Tabla 5.7. Comparativa del signo de los ingresos sobre las variaciones del consumo no duradero.

	1986.IV ~ 1996.IV		1986.IV ~ 1992.II		1992.III~1994.II		1994.III~1996.IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Constante	0.005 (0.14)	0.062 (1.89)	-0.063 (-1.04)	0.021 (0.39)	0.088 (1.55)	0.129 (2.27)	0.0004 (0.007)	0.036 (0.63)
Dummies trimestrales	121.12 (3) [0.000]	102.62 (3) [0.000]	116.80 (3) [0.000]	114.94 (3) [0.000]	40.61 (3) [0.000]	13.82 (3) [0.003]	31.76 (3) [0.000]	3.53 (3) [0.316]
Trimestre 1	0.061 (2.94)	0.017 (1.13)	0.108 (3.08)	0.041 (1.64)	-0.020 (-0.53)	-0.040 (-1.34)	0.046 (1.16)	0.033 (1.03)
Trimestre 3	0.082 (4.22)	-0.028 (-1.55)	0.042 (1.39)	-0.040 (-1.54)	0.083 (2.33)	0.003 (0.09)	0.147 (3.97)	0.046 (1.20)
Trimestre 4	0.152 (10.81)	0.105 (7.40)	0.207 (10.00)	0.168 (8.16)	0.125 (4.48)	0.077 (2.63)	0.102 (3.73)	0.053 (1.80)
Edad _{t-1}	-0.0001 (-0.52)	0.0001 (0.91)	-0.0006 (-0.54)	0.0000 (0.22)	-0.0001 (-0.33)	-0.0002 (-0.53)	0.0006 (1.54)	0.0009 (2.19)
miembros _t	0.014 (1.12)	0.017 (1.38)	0.010 (0.61)	0.003 (0.22)	0.028 (1.18)	0.018 (0.74)	0.050 (1.96)	0.051 (1.99)
perceptores _t	0.063 (1.03)	-0.116 (-1.95)	0.211 (2.69)	0.071 (0.92)	0.025 (0.23)	-0.125 (-1.20)	0.024 (0.21)	-0.058 (-0.50)
U principal _t	-0.072 (-0.66)	-0.063 (-0.62)	-0.259 (-1.62)	-0.190 (-1.32)	0.473 (2.79)	0.415 (2.47)	-0.156 (-0.83)	-0.120 (-0.66)
alimentos _t	0.512 (3.36)	0.294 (2.01)	0.547 (3.05)	0.355 (2.06)	0.338 (2.06)	0.332 (2.16)	0.124 (0.97)	0.136 (1.02)
Duraderos _t	-0.042 (-1.89)	-0.034 (-1.61)	0.003 (0.11)	0.0006 (0.02)	-0.084 (-2.34)	-0.088 (-2.41)	-0.044 (-1.16)	-0.032 (-0.86)
R _{it-1}	-0.0110 (-2.79)	-0.0165 (-4.33)	-0.0049 (-0.75)	-0.0140 (-2.19)	-0.016 (-2.44)	-0.0162 (-2.36)	-0.0203 (-2.29)	-0.0238 (-2.72)
$\Delta Y_{i,t}$ (ingresos originales)	-0.256 (-4.10)	-	-0.271 (-2.66)	-	-0.110 (-1.11)	-	-0.140 (-1.41)	-
$\Delta Y_{i,t}$ (ingresos reasignados)	-	+0.443 (5.61)	-	+0.253 (2.32)	-	+0.293 (2.46)	-	+0.410 (2.95)
Wald	244.25 (11)	260.74 (11)	153.93 (11)	158.47 (11)	71.92 (11)	68.75 (11)	54.05 (11)	62.09 (11)
Sargan	100.59 (69) [0.007]	81.07 (69) [0.151]	78.04 (69) [0.213]	73.45 (69) [0.334]	67.24 (69) [0.537]	67.32 (69) [0.534]	65.06 (69) [0.612]	63.09 (69) [0.677]
M1	-23.592	-30.448	-19.444	-22.889	-17.182	-16.791	-15.569	-15.588
M2	-0.214	0.549	-0.412	-0.146	-0.926	-0.496	1.836	2.137

Nota: Los tests de Wald, autocorrelación de primer orden (M1) y de segundo orden (M2) tienen como hipótesis nula la no significación conjunta de todo el modelo, la ausencia de correlación de primer y de segundo orden, respectivamente, distribuyéndose los tests de M1 y M2 como una normal estandarizada. El test de Sargan contrasta la validez de los instrumentos (ausencia de correlación con el término de perturbación). Los valores entre paréntesis corresponden al estadístico *t-student* y entre corchetes al nivel de significación que se utilizaría si se rechaza la hipótesis nula de no significación de las variables estacionales y de la validez de los instrumentos (test de Sargan), respectivamente. El valor entre paréntesis del test de Wald denota el número de variables independientes del modelo, mientras que el valor entre paréntesis del test de Sargan indica el número de condiciones de sobreidentificación.

La capacidad explicativa resumida en el test de Wald de significación conjunta de todas las variables señala valores superiores para las estimaciones que incluyen los ingresos reasignados en comparación a los valores para los ingresos originales, tanto para las estimaciones con datos de todos los años como para cada uno de los tres periodos creados. En el mismo sentido, el test de Sargan de validez de los instrumentos presenta valores superiores para los ingresos originales que para los reasignados, demostrando

que el alejamiento entre el momento de cobro y de anotación de los ingresos provoca distorsiones respecto al patrón de consumo de los hogares. Finalmente, y como resultado de la desvinculación entre ingresos y consumo que los criterios de anotación de la ECPF producen, la comparación de la capacidad explicativa conjunta de las variables estacionales, así como de la significación de cada una de ellas por separado, presenta valores (y significación) sustancialmente diferentes según el tipo de ingresos utilizados. En concreto, tanto la significación por separado como la capacidad explicativa conjunta de las variables estacionales es muy superior para los ingresos originales. Este resultado indica que la distorsión entre ingresos y gastos de la ECPF, que los criterios de anotación de la propia ECPF inducen, provoca que parte del efecto de los ingresos sea capturado por las variables estacionales, lo cual no sucede con los ingresos reasignados.

En cuanto a la incidencia de las pagas extraordinarias sobre la capacidad predictiva de los ingresos, en el anexo 12 se ofrecen los resultados de las estimaciones cuando la variable dependiente son las variaciones de los ingresos monetarios. En la ecuación, estimada por MCO, se incluyen además de variables sociodemográficas y las propias variaciones de los ingresos retardadas en t-2, t-3 y t-4,⁵¹ también diferentes *dummies* estacionales. En concreto, se compara el R² ajustado cuando no se introduce ninguna variable estacional (columna a), una variable estacional por trimestre (columna b), una variable estacional para cada trimestre distinguiendo entre el conjunto del bloque 1 y el subbloque 2A por un lado y los bloques 3, 4 y el subbloque 2B por el otro (columna c),⁵² y finalmente, una variable trimestral para cada subbloque (columna d). Si la anotación de las pagas extraordinarias en trimestres diferentes entre los hogares es importante, los resultados de la capacidad explicativa de las *dummies* estacionales entre las columnas a, b, c y d, respectivamente, deberían ser muy superiores para las dos últimas, que son las que no suponen una distribución idéntica de las pagas extraordinarias entre los trimestres para todos los hogares. Añadido, si la distribución de las pagas extraordinarias entre los trimestres y subbloques queda englobada por

⁵¹ Los resultados no diferían cuando se sustituían los ingresos en diferencias por los ingresos en niveles como variables explicativas, ni cuando se incluían ambas a la vez.

⁵² Esta división equivale a dividir cada trimestre entre las cinco primeras semanas y las ocho restantes.

la clasificación establecida en la columna c, no debería existir una diferencia muy grande entre el R^2 ajustado de la columna c y el de la columna d.

Los resultados del anexo 12 verifican que la capacidad explicativa de las *dummies* estacionales es muy diferente según incorporen la distribución dispar de las pagas extraordinarias entre los bloques o no (22% y 16% en las columnas c y b, respectivamente), y que el criterio de agrupar el bloque 1 y el subbloque 2A bajo un mismo grupo de comportamiento estacional y lo mismo para el resto de subbloques es correcto, como lo demuestra la escasa diferencia del R^2 ajustado entre la columna c y la columna d (22% y 23%, respectivamente). Así pues, en las estimaciones del capítulo sexto se incluyen en los instrumentos *dummies* estacionales que diferencian entre el bloque 1 y el subbloque 2A por un lado y el resto de hogares del otro. Por otra parte, la alta capacidad explicativa obtenida de las variaciones de los ingresos permite afirmar que los resultados de las estimaciones de la HCV/RP~ER con datos de la ECPF están exentos de las críticas por la escasez de capacidad predictiva de los ingresos detectados en otros trabajos.⁵³

5.8. El momento de entrevista de los hogares dentro del trimestre: consecuencias para el control de la variabilidad estacional del gasto

(a) Descripción del componente estacional del gasto en la ECPF

Una de las discusiones más reiteradas en la literatura económica a la hora de analizar el comportamiento de los agentes económicos en el tiempo es la necesidad de controlar los efectos propios de cada espacio temporal, especialmente cuando estos efectos son mayoritariamente deterministas como sucede con los efectos estacionales trimestrales.⁵⁴ En el caso de los modelos de consumo, en la medida que parte del consumo estacional es determinista, en otras palabras, es información conocida por el consumidor, la aplicabilidad de la hipótesis de expectativas racionales descansa sobre el supuesto de un

⁵³ Véase Shea (1995a) y Lusardi (1996, 1997) para una discusión de estos efectos.

⁵⁴ Deaton (1992, cap. III) plantea las diferentes opciones adoptadas en la literatura y las implicaciones que tiene el hecho de usar o no datos desestacionalizados con datos agregados.

correcto control de ese gasto estacional.⁵⁵ Miron (1986) afirma que si las fluctuaciones estacionales de las series son deterministas, el consumidor debería adaptar su asignación intertemporal a las diferencias entre los trimestres: la existencia de fluctuaciones intertrimestrales es una información conocida por el consumidor. De hecho, Miron rechaza la HCV/RP~ER cuando desestacionaliza las series agregadas, pero no cuando introduce el efecto estacional en las preferencias del agente representativo y utiliza las series originales sin desestacionalizar.⁵⁶

Por todo lo anterior es usual controlar en las estimaciones econométricas con microdatos los efectos estacionales introduciendo una variable *dummy* con valor 1 si la observación corresponde a ese espacio temporal en cuestión y 0 en caso contrario. Sin embargo, la generalización de este procedimiento sin más a todos los hogares, esto es, sin controlar por el momento en que se entrevistan, puede introducir un error no desdeñable si el nivel de gasto entre los hogares difiere significativamente dentro de ese espacio temporal. Como es obvio, si lo anterior es cierto la especificación de las variables de gasto en diferencias amplifica el problema. En efecto, la utilización de una sola *dummy* para cada momento estacional tiene sentido con datos agregados, porque se desconoce el porcentaje del gasto que corresponde a cada parte del momento estacional, pero no con datos microeconómicos en que normalmente sí se conoce el momento en el que se circunscriben los datos.

La utilización de una misma *dummy* estacional (en nuestro caso trimestral) para todos los hogares equivale a imponer que el valor del parámetro del trimestre es el mismo para todos esos hogares. Cuanto mayor sea la diferencia de gasto entre los hogares según el momento en que se entrevistan, lo cual está ligado a la extensión temporal del periodo de referencia, mayor será el error provocado por la utilización de una sola variable estacional para todos los hogares. Es más, si las variables están especificadas en diferencias, como es nuestro caso, es posible que para un

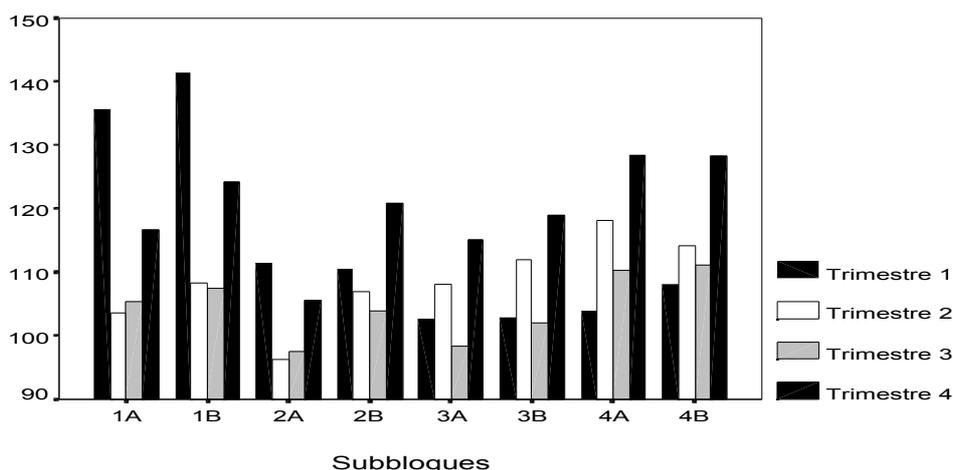
⁵⁵ Véanse los trabajos de Miron (1986), Paxson (1993) y Scott (1995) para una ilustración del efecto del componente estacional sobre la hipótesis de ciclo vital-renta permanente con expectativas racionales.

⁵⁶ Según Miron, la desestacionalización de las series agregadas introduce errores que provocan el rechazo de la HCV/RP~ER.

mismo trimestre se observen incrementos intertrimestrales para unos hogares y disminuciones intertrimestrales para otros. En ese caso, el problema no es de escala, como sucedería si las variables estuviesen en niveles, sino de signo, por lo que es posible que esa *dummy* sea inoperativa a la hora de controlar por el signo de la variación estacional del gasto de todos los hogares a la vez.

Al objeto de analizar la existencia de posibles divergencias en el nivel de gasto tanto de los hogares entre los cuatro trimestres, como entre los hogares para un mismo trimestre según el momento del trimestre en que son entrevistados, siguiendo la figura 5.4 se han clasificado los hogares en ocho grupos (cada uno correspondiente a un subbloque de hogares) según el grupo de semanas en que consta que fueron entrevistados.

Figura 5.9. Gasto no duradero en niveles por subbloques de hogares y trimestres

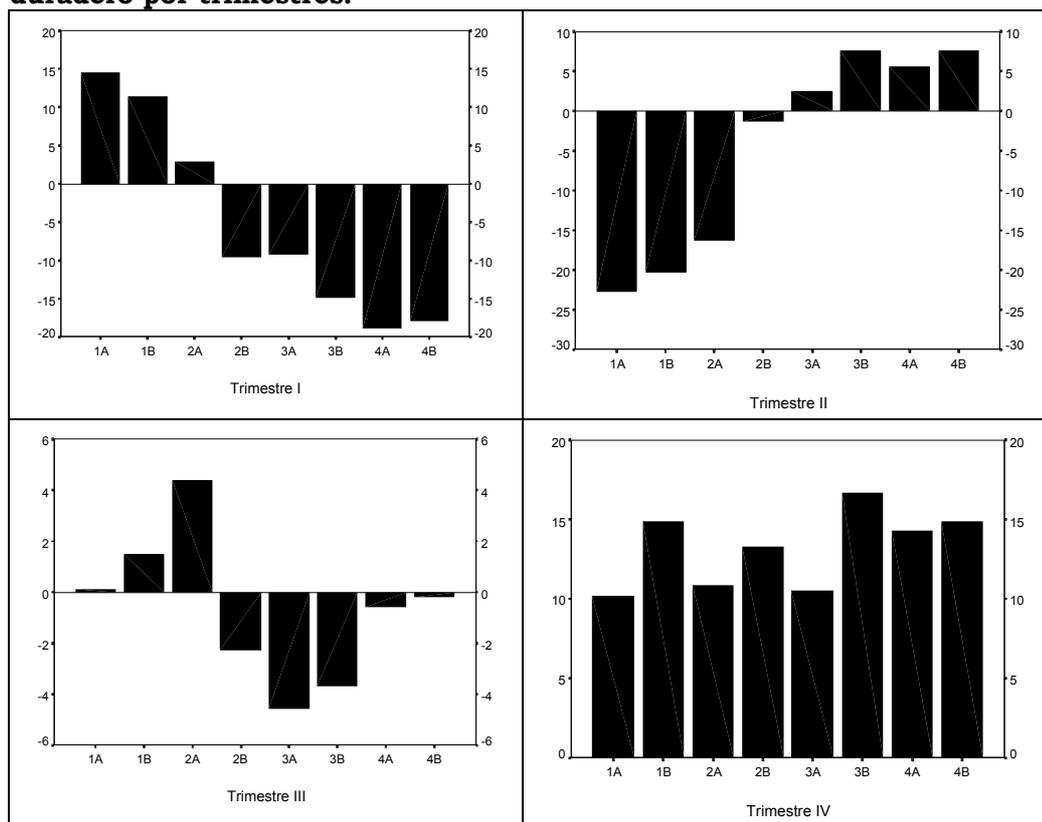


Nota: el gasto se mide en pesetas constantes de 1985.

En la figura 5.9 se puede observar de manera nítida que el nivel de gasto de los hogares cambia a lo largo del año, como lo demuestra que para cada subbloque los valores trimestrales del gasto son marcadamente dispares. Añadido a lo anterior y más importante aún, los máximos de gasto declarados por los hogares para un mismo trimestre dependen del momento en que son entrevistados, de forma que dentro de un mismo trimestre los hogares no expresan el mismo nivel de gasto estacional *ceteris paribus* el resto de variables.

La disparidad del patrón de gasto entre las familias queda aún más patente cuando se analizan las variaciones intertrimestrales, las cuales ponen en relación el nivel de gasto de dos trimestres contiguos (figura 5.10). La comparación de las medianas de la variación de gasto intertrimestral de los subbloques de hogares muestra de manera más nítida la disparidad de patrones de gasto según el momento de las entrevistas.

Figura 5.10. Medianas de la variación intertrimestral del gasto no duradero por trimestres.



Así pues, queda manifiesto que la utilización de una misma *dummy* trimestral para todos los bloques no permite controlar correctamente por el cambio estacional del gasto no duradero,⁵⁷ porque ni todos los subbloques cambian su gasto intertrimestral en la misma proporción ni sobre todo en el mismo sentido; se constata un comportamiento bipolarizado del signo de cambio del gasto en los tres trimestres primeros y homogéneo en el trimestre cuarto. Bajo esta situación, la imposición de un mismo parámetro para todos

⁵⁷ El anexo 13 muestra la evolución bipolarizada de las variaciones del consumo de no duraderos y de los alimentos por trimestres entre 1986 y 1996 cuando se diferencia entre el grupo formado por los tres primeros subbloques de hogares y el grupo formado por los cinco restantes subbloques.

los hogares, esto es, la suposición de que el efecto estacional es homogéneo, puede tener importantes consecuencias sobre los resultados.

(b) Propuesta de control del componente estacional del gasto

En el subapartado anterior se ha demostrado que es insuficiente considerar que los hogares manifiestan un nivel de gasto estacional diferente entre los cuatro trimestres: el nivel de gasto estacional también difiere dentro de un mismo trimestre. Por ello, la primera cuestión a destacar es que la utilización de una misma *dummy* estacional para todos los hogares en un modelo del gasto en diferencias no es capaz de capturar de manera homogénea el gasto estacional, por lo que la diferencia entre el gasto estacional de cada grupo de hogares y la media para todos los hogares irá a parar al término de error. En la medida que exista cualquier otra variable independiente que también disponga de un componente estacional, entonces ésta capturaré el efecto del gasto estacional. Como resulta evidente, la incorporación o no de esta variable adicional tiene importantes consecuencias en los resultados obtenidos en los modelos de ciclo vital-renta permanente con expectativas racionales.

De este modo, dado que de la figura 5.10 se desprende que existe un componente bipolarizado del gasto, el nivel máximo de agregación de los hogares dentro de un mismo trimestre para capturar el efecto estacional debe ser el de los tres primeros subbloques (cinco primeras semanas) y el de los 5 subbloques restantes.⁵⁸ En el subapartado siguiente se contrastan empíricamente las posibilidades de controlar el gasto estacional según el número de *dummies* estacionales incluidas.

⁵⁸ Otras posibilidades son la utilización de 16 *dummies* estacionales, que suponen imponer un componente estacional diferente para cada bloque, o 32 *dummies* estacionales que suponen imponer un componente estacional distinto para cada subbloque. Aunque no se muestra por cuestiones de espacio, no se derivan diferencias importantes en términos del control de la variabilidad del gasto estacional para el test de exceso de sensibilidad del consumo a los ingresos cuando se utilizan 16 o 32 *dummies* estacionales respecto al caso en que sólo se usan 8 *dummies* estacionales.

(c) Evidencia empírica de la dependencia del test de exceso de sensibilidad del consumo a la especificación de las variables estacionales

Para el análisis de las implicaciones del tipo de especificación de las variables estacionales se ha procedido a estimar el modelo de la ecuación [4.20] bajo diferentes posibilidades, a saber: ninguna variable estacional, una misma variable *dummy* para todos los hogares entrevistados en cada trimestre (que según nuestro conocimiento es la opción seguida en la mayoría de trabajos publicados hasta ahora con datos de la ECPF) y una tercera posibilidad que contempla las diferencias de comportamiento entre los hogares en un mismo trimestre. En concreto, esta tercera propuesta consiste en dividir cada trimestre en dos espacios temporales distinguiendo entre los tres primeros y los cinco subbloques restantes; si dentro del trimestre las divergencias en el signo de las variaciones del gasto de los hogares se bipolarizaban en torno a esos dos grandes subbloques nuestra propuesta sería correcta.

Las estimaciones presentadas en la tabla 5.8, corresponden al modelo más amplio utilizado en el capítulo sexto, que coincide con el especificado en la tabla 5.7, aunque no se reproducen los resultados de todas las variables por cuestiones de espacio.⁵⁹ La significación conjunta de todas estas variables se analiza en el test de Wald, cuya hipótesis nula supone la ausencia de capacidad explicativa de las variables analizadas. La variable dependiente es el consumo de bienes y servicios no duraderos y se utiliza toda la muestra de hogares que superó los filtros del apartado 5.5.

La primera cuestión a resaltar de la tabla 5.8a es que tanto las estimaciones que no incluyen ninguna variable estacional (columnas 1, 3, 5 y 7), como las que utilizan una misma *dummy* para todos los hogares y

⁵⁹ Las variables incluidas en el modelo como independientes son las variables estacionales, la edad, los cambios en el número de miembros del hogar, los cambios en el número de perceptores, las transiciones al desempleo del sustentador principal, las variaciones del gasto en alimentos, el gasto en bienes duraderos, el tipo de interés real y las variaciones de los ingresos monetarios reasignados sin ningún retardo. Los resultados no cambian si se utilizan otras especificaciones de los ingresos en niveles o en diferencias, con o sin retardos.

trimestre, que llamamos “*dummies* trimestrales clásicas” (columnas 2, 4, 6 y 8), obtienen significación estadística al nivel del 5% de las variaciones de los ingresos sin ningún retardo, Y_t , mientras que las estimaciones de la tabla 5.8b, que utilizan dos *dummies* para cada trimestre (una para cada mes y medio, “TiA” y “TiB” siendo “i” el trimestre), [columnas 9, 10, 11 y 12], no pueden rechazar ni al 10% la hipótesis nula de ausencia de significación de los ingresos.⁶⁰ Como se detalla en la tabla 5.8, este resultado es extensible tanto para todo el periodo, 1986.IV~1996.IV, como para cada uno de los subperiodos en que se puede dividir el ciclo económico agregado, 1986.IV~92.II, 1992.III~94.II y 1994.III~96.IV, por lo que esta conclusión es robusta a la muestra temporal utilizada.

Los resultados de la tabla 5.8 permiten afirmar que toda vez que se diferencia dentro del trimestre las *dummies* estacionales sí capturan la heterogeneidad del gasto dentro del trimestre, demostrando que la significación estadística de los ingresos en las columnas (1, 2, 6 y 7) viene provocada por un incorrecto control del gasto estacional que es capturado por los ingresos, que también disponen de un componente estacional impuesto por las pagas extraordinarias. Desde este punto de vista, los resultados obtenidos en la mayoría de trabajos disponibles en la literatura económica española con datos de la ECPF, donde de manera generalizada se rechaza la HCV/RP~ER básica para el consumo de no duraderos (López Salido, 1993; Cutanda, 1995; García,⁶¹ 1995), tienen una primera explicación en el uso de una sola *dummy* trimestral. Como se ha demostrado, cuando se introducen dos *dummies* estacionales por trimestre la capacidad explicativa de las variaciones de los ingresos se reduce considerablemente, hasta el punto de que dejan de ser significativas con independencia del contexto temporal agregado en que se ubican. Es más, el control del componente estacional reviste tal importancia que la imposición de un efecto estacional homogéneo para todos los hogares implica siempre la significación de los ingresos independientemente de la especificación del modelo, del tipo de ingresos utilizados y del espacio temporal.

⁶⁰ En todos los casos los instrumentos son los mismos que en las estimaciones presentadas en el capítulo sexto.

Tabla 5.8.a. Análisis de la incidencia sobre el exceso de sensibilidad del consumo de no duraderos a los ingresos de las variables estacionales: efecto estacional homogéneo para todos los hogares

	1986-96 (1)	1986-96 (2)	1986-92 (3)	1986-92 (4)	1992-94 (5)	1992-94 (6)	1994-96 (7)	1994-96 (8)
Wald (todas las variables explicativas)	100.48 (8) [0.000]	260.74 (11) [0.000]	34.11 (8) [0.000]	158.47 (11) [0.000]	42.65 (8) [0.000]	68.75 (11) [0.000]	47.25 (8) [0.000]	62.09 (11) [0.000]
Y_{it}	0.404 (6.51)	0.443 (5.61)	0.203 (2.31)	0.253 (2.32)	0.403 (4.21)	0.293 (2.46)	0.497 (4.88)	0.410 (2.95)
Dummies trimestrales clásicas	-	102.63 (3) [0.000]	-	114.93 (3) [0.000]	-	13.28 (3) [0.004]	-	3.53 (3) [0.316]
T1	-	0.0176 (1.13)	-	0.041 (1.64)	-	-0.040 (-1.34)	-	0.033 (1.03)
T3	-	-0.028 (-1.55)	-	-0.040 (-1.54)	-	0.003 (0.09)	-	0.046 (1.20)
T4	-	0.105 (7.40)	-	0.168 (8.16)	-	0.077 (2.63)	-	0.053 (1.80)
Sargan	83.85 (69) [0.107]	81.07 (69) [0.151]	81.83 (69) [0.138]	73.45 (69) [0.334]	67.11 (69) [0.541]	67.32 (69) [0.534]	63.70 (69) [0.657]	63.09 (69) [0.651]
M1	-25.187	-30.448	-22.415	-22.889	-16.501	-16.791	-15.685	-15.588
M2	0.282	0.549	-0.459	-0.146	-0.410	-0.496	2.062	2.137

Nota: la nota de la tabla 5.7 también procede en este cuadro. T1 indica el trimestre primero

Tabla 5.8.b. Análisis de la incidencia sobre el exceso de sensibilidad del consumo de no duraderos a los ingresos de las variables estacionales: efecto estacional no homogéneo para todos los hogares

	1986-96 (9)	1986-92 (10)	1992-94 (11)	1994-96 (12)
Wald (todas las variables explicativas)	589.59 (15) [0.000]	359.62 (15) [0.000]	141.96 (15) [0.000]	114.22 (15) [0.000]
Y_{it}	0.146 (1.22)	-0.076 (-0.54)	0.096 (0.59)	-0.013 (-0.07)
Dummies trimestrales extensas	273.58 (7) [0.000]	246.10 (7) [0.000]	50.82 (7) [0.000]	26.49 (7) [0.000]
T1A	-0.006 (-0.31)	0.011 (0.36)	-0.049 (-1.24)	0.054 (1.25)
T1B	-0.211 (-6.67)	-0.285 (-6.90)	-0.232 (-4.94)	-0.105 (-2.11)
T2A	-0.321 (-12.02)	-0.431 (-12.07)	-0.276 (-6.15)	-0.213 (-4.33)
T2B	-0.056 (-3.37)	-0.092 (-3.92)	-0.052 (-1.53)	0.013 (0.41)
T3A	-0.075 (-3.75)	-0.147 (-5.16)	-0.069 (-1.79)	0.030 (0.85)
T3B	-0.164 (-6.25)	-0.236 (-7.05)	-0.106 (-2.38)	0.063 (1.22)
T4A	-0.051 (-2.17)	-0.034 (-1.09)	-0.088 (-2.12)	0.071 (1.71)
Sargan	73.91 (69) [0.320]	71.45 (69) [0.396]	68.03 (69) [0.514]	59.37 (69) [0.789]
M1	-27.034	-22.810	-17.117	-15.288
M2	-0.177	-0.676	-0.937	2.116

⁶¹ En García (1995) el exceso de sensibilidad sólo se obtiene cuando se introduce una variable de endeudamiento.

Nota: la nota de la tabla 5.7 también procede en este cuadro. T1A indica el primer trimestre de los tres subbloques primeros.

Una muestra de que las variables trimestrales “clásicas” capturan muy poca variabilidad estacional del gasto no duradero lo ofrece la comparación de los resultados entre estos casos y cuando no se incluye ninguna variable trimestral, para los que los resultados no difieren. Prueba de ello es que el valor del test de Sargan en la mayoría de casos es muy similar, cuando en cambio disminuye sustancialmente al utilizar dos *dummies* estacionales por trimestre. Igualmente, de los valores de las *dummies* estacionales “clásicas” de las columnas 2, 4, 6 y 8 destaca la falta de significación de los trimestres primero y tercero pero no del cuarto. Como se observa en la figura 5.10, es precisamente en los trimestres 1 y 3 que la divergencia del signo de las variaciones del gasto no duradero es más patente. Por el contrario, todos los hogares presentan incrementos del gasto no duradero en el cuarto trimestre, lo cual justificaría la significación estadística de la *dummy* de ese trimestre. En contraposición a estos resultados, cuando se utilizan dos *dummies* por trimestre prácticamente todas las variables estacionales son ampliamente significativas, demostrándose la bondad de esta división de los trimestres.

En definitiva, los resultados de la tabla 5.8 señalan la oportunidad de utilizar dos variables estacionales por trimestre, en oposición a la imposición de un efecto estacional homogéneo para todos los hogares. En tanto estas nuevas variables estacionales capturan el comportamiento bipolar del gasto de los hogares de cada trimestre, se está en disposición de afirmar que se controla el gasto puramente estacional, contrariamente al caso en que se usa una sola variable trimestral. El rechazo de la HCV/RP~ER básica detectada en la mayoría de trabajos anteriores se debe principalmente al incorrecto control del gasto estacional, que como es obvio resulta básico en una encuesta de periodicidad trimestral. En consecuencia, en lo que sigue de trabajo se utilizan siempre dos variables estacionales por trimestre.

5.9. Conclusiones

En este capítulo se han analizado las características de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares y las posibilidades de análisis del

modelo de ciclo vital-renta permanente con expectativas racionales que ofrecen las variables de consumo e ingresos de la ECPF.

En lo que respecta a la representatividad y evolución de las principales variables incluidas en la ECPF, se ha destacado el progresivo envejecimiento de los hogares encuestados (adjetivado en un incremento muy notable y constante de sustentadores principales jubilados), la disminución del número de miembros del hogar, el incremento de la participación laboral del sustentador secundario y por un aumento secular del porcentaje de hogares con el sustentador principal activo en que alguno de los dos miembros principales está parado en algún trimestre.

En cuanto a las posibilidades de contrastar la HCV/RP~ER con datos de la ECPF se ha mostrado que el carácter trimestral de la ECPF ofrece ventajas importantes por el alto nivel de variabilidad del consumo y los ingresos, con lo que se reduce el efecto de los errores de medida. En el mismo sentido, se ha comentado que la principal ventaja de la ECPF se deriva de la existencia de pagas extraordinarias deterministas, las cuales, además de dotar de variabilidad a los ingresos trimestrales, al ser deterministas y exógenas permiten disponer de una capacidad explicativa de las variaciones de los ingresos muy superior a la mayoría de bases de datos. En este sentido, los resultados del contraste del exceso de sensibilidad con datos de la ECPF están exentos de los problemas de poca capacidad explicativa de los ingresos comunes en la literatura económica.

Sin embargo, se ha expuesto que el criterio de imputación de los ingresos llevado a cabo por el INE y la utilización de un periodo de referencia relativamente amplio como el trimestre provocan distorsiones importantes que deben ser tenidas en cuenta para contrastar adecuadamente la HCV/RP~ER. En cuanto al efecto de las pagas extraordinarias, en el apartado séptimo se ha demostrado que el criterio de anotación de la ECPF provoca para algunos hogares un importante distanciamiento temporal entre el momento de cobro y de anotación. Las consecuencias de este distanciamiento se vislumbran en que el signo de la relación entre las variaciones del consumo y de los ingresos depende del bloque de hogares analizados. En el mismo sentido, dado que en los datos originales de la ECPF no todos los hogares anotan las pagas

extraordinarias en los mismos trimestres, de hecho no existe ningún trimestre en que algún subbloque de hogares no anote pagas extraordinarias, las opciones de eliminar o controlar el efecto de las pagas extraordinarias con una simple *dummy* estacional por trimestre no es adecuada. En este capítulo se ha presentado una metodología que permite acercar el momento de anotación al momento de cobro real: el paso de un signo negativo en la relación entre las variaciones de los ingresos y del consumo para algunos bloques de hogares con los ingresos originales a un signo positivo plantea que la propuesta metodológica está en la línea correcta. A su vez, se ha expuesto la distribución de las pagas extraordinarias entre los trimestres para cada uno de los bloques (y subbloques), la cual permite generar variables *dummies* que aumentan considerablemente la capacidad predictiva de los ingresos. El conocimiento de la distribución de las pagas extraordinarias permite evitar el tratamiento de las pagas extraordinarias como un efecto estacional aleatorio entre los hogares.

Respecto a las variables de consumo, en el apartado octavo se ha hecho hincapié en que el nivel de gasto estacional de los hogares dentro de un mismo trimestre difiere según la semana de entrevista. Es más, cuando se analiza la variación del consumo intertrimestral se observa un comportamiento bipolarizado del signo de cambio, según que los hogares sean entrevistados en las primeras semanas del trimestre o las últimas. De este modo, se ha argumentado que aquellos trabajos que analizan las variaciones del consumo intertrimestral introduciendo una misma *dummy* trimestral para todos los hogares, en realidad no controlan el cambio de signo de la variación del consumo, siendo preciso distinguir entre los hogares dentro del trimestre. De hecho, en el contexto de la HCV/RP~ER se ha demostrado que la significación estadística de las variaciones de los ingresos, y por tanto el rechazo del modelo, depende de que no se imponga la hipótesis de un efecto estacional homogéneo para todos los hogares. Buena parte del rechazo del modelo detectado en la literatura económica con datos de la ECPF podría explicarse por este efecto.