

Boer

BID. T 542



# DETERMINANTES DEL CONSUMO PRIVADO EN LA ECONOMIA ESPAÑOLA

## BIBLIOTECA

Tesis Doctoral presentada por:

**Antonio CUTANDA TARIN**

Director:

**Dr. Javier ANDRES DOMINGO**

123847

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Fecha de Entrada 30-JUNIO-1994
Fecha de Lectura 22-SEPTIEMBRE-1994
Calificación APTO "CON LAUDE" PER UNANIMIDAD.

Vº Bº

*Javier Andres*

Departamento de Análisis Económico

Universidad de Valencia

<b>UNIVERSIDAD DE VALENCIA</b>
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES
<b>BIBLIOTECA</b>
Reg. de Entrada n.º 123.847
Fecha: 27-V-94
Signatura B 366 (043) 607

Valencia, Junio de 1994.

L 513815  
D 513884

BID. T 542

UMI Number: U607249

All rights reserved

INFORMATION TO ALL USERS

The quality of this reproduction is dependent upon the quality of the copy submitted.

In the unlikely event that the author did not send a complete manuscript and there are missing pages, these will be noted. Also, if material had to be removed, a note will indicate the deletion.



UMI U607249

Published by ProQuest LLC 2014. Copyright in the Dissertation held by the Author.  
Microform Edition © ProQuest LLC.

All rights reserved. This work is protected against  
unauthorized copying under Title 17, United States Code.



ProQuest LLC  
789 East Eisenhower Parkway  
P.O. Box 1346  
Ann Arbor, MI 48106-1346

*A Paquita y a Rosa*

## AGRADECIMIENTOS

Esta Tesis no hubiera sido posible sin la dirección de Javier Andrés. Compañero y amigo, al tiempo que director, su consejo ha sido fundamental para que esta empresa llegará a buen término. Su labor de orientación, de la que no es posible dar un fiel reflejo en estas apresuradas líneas, ha presidido la realización de este trabajo en todo momento, superando tanto la desventaja que planteaba mi inexperiencia inicial en materia de investigación, un mérito únicamente suyo, como los problemas que se han ido produciendo en su transcurso hasta llegar a su punto final. A lo largo del proceso de elaboración de esta Tesis se ha ido estableciendo entre nosotros una estrecha relación de camaradería, que es para mi su más preciado resultado.

De forma especial, he de agradecer a J.M. Labeaga la atención, los comentarios y las sugerencias realizadas sobre los sucesivos borradores de este trabajo, de los que se ha beneficiado en muy gran medida. Asimismo, se agradecen también los comentarios y sugerencias de los compañeros del Departamento de Análisis Económico, muy particularmente de C. Peraita, M. Sánchez, D. Contreras, A. Sancho, E. Uriel, J. Quesada, B. Cabrer, R. Ruíz, R. Domenech y J.E. Bosca. El Departamento de Análisis Económico de la Universidad de Valencia ha sido un lugar especialmente estimulante en la realización de esta Tesis, y quiero aprovechar estas líneas para agradecer, de forma general, la colaboración de todos sus miembros.

Mi más sincero agradecimiento también a R. Montañana, del Centro Informático de la Universidad de Valencia, por el inestimable apoyo recibido en la elaboración de los programas de lectura de las cintas de la encuesta y en el propio proceso de obtención de los datos, así como la atención prestada en todo momento. Debo señalar que esta Tesis ha gozado de la financiación del proyecto de investigación PB92-1036-C02-02 de la DGICYT.

Finalmente, existen unas personas que han padecido los rigores y sinsabores de esta Tesis tanto como yo, por la sola razón de su relación personal conmigo. Me refiero a mis familiares más allegados, y muy especialmente a mi compañera, Rosa, a quien desde aquí agradezco tanto tiempo sin reproches, y a quien, junto a mi madre, está dedicada esta Tesis.

Valencia, Junio de 1994

## INDICE

INTRODUCCION	4
I.- UNA REVISION DE LA LITERATURA SOBRE CONSUMO AGREGADO	8
1.- Introducción	9
2.- Aspectos Metodológicos	13
3.- Los Contrastes Básicos de la Teoría de la Renta Permanente con Expectativas Racionales	17
4.- La Evidencia Macroeconómica	24
5.- La Evidencia Microeconómica	49
6.- Reflexiones Finales	63
Apéndice	66
II.- ANALISIS DE LA ECPF PARA LA OBTENCION DE UN PSEUDO-PANEL DE DATOS	72
1.- Introducción	73
2.- Potencialidad y Limitaciones de los Pseudo-Paneles de Datos	78
3.- Obtención de un Pseudo-Panel a partir de los Registros de la ECPF	87
4.- Variables Consideradas y su Obtención	97
5.- El Problema del Error de Medida	121
6.- Recapitulación	139
Apéndice	142
III.- CONSUMO Y EXCESO DE SENSIBILIDAD EN EL CASO ESPAÑOL	144
1.- Introducción	145
2.- Un Modelo de Elección Intertemporal del Consumo	147
3.- El Método de Estimación y el Contraste	152
4.- Resultados Empíricos	158



<b>IV.- EVALUACION EMPIRICA DE LAS RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ</b>	<b>185</b>
1.- Introducción	186
2.- Un Modelo de Consumo en presencia de Restricciones de Liquidez	188
3.- Descripción del Contraste Econométrico	195
4.- El Método de Estimación y los Efectos Individuales	199
5.- Resultados Empíricos	204
Apéndice	219
<hr/>	
<b>V.- AHORRO POR EL MOTIVO PRECAUCION Y RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ</b>	<b>221</b>
1.- Introducción	222
2.- Simulación de un Modelo de Ciclo Vital	224
3.- Datos y estimación	236
4.- Resultados: Perfiles de Ciclo Vital	239
<b>VI.- CONCLUSIONES</b>	<b>252</b>
<b>BIBLIOGRAFIA</b>	<b>266</b>

## INTRODUCCION.

Desde la publicación de la Teoría General de Keynes, el consumo agregado ha merecido la atención y los esfuerzos de multitud de economistas, ocupando un puesto de privilegio en la investigación empírica macroeconómica. En el momento actual, tras el artículo pionero de Hall (1978), el debate en torno a este tema sigue abierto, a pesar del enorme volumen de investigación que se ha dedicado al mismo. Las cuestiones debatidas han sido múltiples, pero una de ellas se ha constituido en un punto básico y central durante los años 80 y 90: la explicación del exceso de sensibilidad del consumo a la renta encontrado en, prácticamente, todas las economías estudiadas, en contra de las implicaciones del Modelo de la Renta Permanente con Expectativas Racionales. La atención que ha recibido está plenamente justificada si tenemos en cuenta tanto la importancia del consumo agregado en el total de la Renta Nacional, como los divergentes resultados que los modelos implicados tienen en el terreno de la política económica.

Entre todas las explicaciones ofrecidas para el exceso de sensibilidad encontrado, dos han tenido una fortuna especial en el devenir de la investigación teórica y empírica realizada durante estos años. Estas son la repercusión de las restricciones de liquidez en la elección intertemporal del consumo, y la existencia de ahorro de precaución, generado por los individuos como una respuesta a la incertidumbre sobre sus corrientes futuras de ingreso. En el caso español, solo muy recientemente se han realizado trabajos de investigación orientados al análisis de estas cuestiones, debido a los elevados costes que impone la realización de los contrastes del modelo sobre fuentes estadísticas microeconómicas. Sin embargo, en la actualidad podemos contar ya con algunos resultados en este terreno, como son los trabajos de López Salido (1993 y 1994). Estas dos cuestiones, especialmente la primera, son el tema de la presente Tesis, en la que se utiliza una metodología estadística nueva en la explotación de los datos de los registros de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares entre 1985 y 1989. Esta metodología tiende un puente entre la evidencia macroeconómica y microeconómica, que en este tema han mostrado algunas divergencias.

El objetivo principal de esta tesis es verificar si el comportamiento del consumo agregado español se adecua a los postulados de la Teoría de la Renta Permanente con Expectativas Racionales. Como señalábamos anteriormente, este tema tiene una importancia crucial en el terreno de la política económica. Si la evidencia presentada es favorable al modelo de elección intertemporal del consumo de los agentes, el papel de la política económica para alterar la demanda agregada y el nivel de actividad es notablemente reducido. En el caso de que el modelo no permita explicar el comportamiento de los agentes, el análisis keynesiano de la política económica se mantiene, si bien en la actualidad debería matizarse mediante una orientación decididamente microeconómica.

Por lo que respecta ya a la estructura por capítulos de la Tesis, en el primero se revisan las principales implicaciones contrastables del modelo, así como los contrastes disponibles más importantes para verificar la aceptación o el rechazo del mismo. Por otra parte, se examina tanto la evidencia macroeconómica como la microeconómica disponible en este momento, si bien especialmente centrada en los casos norteamericano e inglés. El examen realizado insiste tanto en los distintos frentes de investigación abiertos en este terreno, como en las distintas explicaciones que en la literatura se han ofrecido del fallo empírico del modelo, haciendo especial hincapié en aquéllas que se han mostrado más relevantes, como son las restricciones de liquidez, ya citada; la ausencia de separabilidad en la función de utilidad, tanto entre ocio y consumo como entre distintas categorías de bienes (duraderos frente a no duraderos), o en el terreno intertemporal; la presencia de ahorro de precaución, generado por la incertidumbre sobre el futuro; y, finalmente, los problemas de agregación.

En el segundo capítulo de la Tesis se examina la muestra de datos utilizada en el análisis empírico posterior, que consiste de un pseudo-panel de datos microeconómicos, de acuerdo con la propuesta de Deaton (1985). Previamente al estudio del pseudo-panel utilizado, se realiza un examen de las ventajas y los inconvenientes que esta metodología estadística presenta frente a los datos de panel en el terreno de la investigación empírica. Entre las primeras, la más importante es el problema del error de medida asociado a la obtención de los datos de cohorte, si bien se trata de una limitación más teórica que real, si tenemos en cuenta los problemas prácticos asociados a los paneles de datos. En cualquier

caso, se realiza un análisis lo más detallado posible de la gravedad de este problema en relación al pseudo-panel posible en la ECPF. Por otra parte, la ventaja más notoria de esta metodología estadística es que permite minimizar el sesgo de atrición asociado a los paneles de datos, al mismo tiempo que permite una prolongación temporal de los registros disponibles por encima de los estándares habituales en estos. En ese sentido, la aplicación de esta metodología a la ECPF permite obtener un pseudo-panel de 20 observaciones temporales, cuando los individuos no permanecen en la encuesta más que ocho períodos. Por último, el empleo de pseudo-paneles posibilita que los problemas de agregación sean controlados en el mismo proceso de obtención de los datos, lo cual es una ventaja importante dado el énfasis puesto en toda la literatura en dichos problemas. Para aprovechar debidamente esta circunstancia, se realiza un detenido examen de la información contenida en la encuesta y de las variables que es posible utilizar en la generación del pseudo-panel.

En el capítulo tercero se contrasta un modelo básico de elección intertemporal con el pseudo-panel disponible. La estimación se realiza mediante el Método Generalizado de Momentos, utilizando variables instrumentales. En ese sentido, se verifica cual es la batería de instrumentos que proporciona mejores resultados, y se tiene en cuenta el problema de error de medida asociado a la renta, así como el fuerte comportamiento estacional que presentan los datos. El contraste se realiza para distintos agregados de gasto en consumo, con el objetivo de investigar si existen diferencias importantes en el ajuste del modelo a los datos en este terreno. Los resultados son decididamente contrarios al modelo, confirmando los resultados previos de López Salido (1993) sobre un auténtico panel extraído de la misma fuente estadística, aunque existen diferencias en función del agregado considerado.

Dada la evidencia de exceso de sensibilidad encontrada, el resto de la Tesis intenta verificar cual es la explicación del mismo. En el capítulo cuarto se plantea la relevancia de las restricciones de liquidez en el rechazo empírico del modelo, a través del contraste propuesto por Zeldes (1989a). Este contraste consiste en la separación de las muestras disponibles en otras dos de individuos presuntamente sujetos y no sujetos a restricciones de liquidez, para verificar si el rechazo del modelo se produce en ambas muestras, o tan sólo en la de los individuos restringidos. La propuesta de separar las muestras disponibles en dos, en función de la presunción de sometimiento a las restricciones de liquidez pivota de nuevo

en torno a la importancia de los problemas de agregación. En este terreno, se comenta el criterio utilizado para separar las muestras, en la determinación del cual son importantes las limitaciones de la encuesta. Asimismo, se evalúan algunos problemas asociados a la separación muestral realizada, como es la posibilidad de que exista sesgo de selección en base al criterio de separación utilizado, y, más relevante, el hecho de que se produzca un agravamiento del error de medida, dada la naturaleza de nuestros datos.

El capítulo quinto está dedicado a la evaluación de la importancia de otra explicación factible en el rechazo del modelo, como es la existencia de ahorro por el motivo precaución. Este factor puede ser muy relevante en el rechazo del modelo cuando las economías domésticas se enfrentan a tasas de incertidumbre muy elevadas. El análisis se basa en la noción de que ambas explicaciones tienen un papel en dicho rechazo, siguiendo a Deaton (1991). El tratamiento de esta cuestión se realiza mediante técnicas de simulación que imponen el cumplimiento de la ecuación de Euler que rige la elección intertemporal del consumo, a través de la exigencia de cumplimiento de los parámetros estimados de la misma para una muestra microeconómica.

En el sexto y último capítulo se presentan las conclusiones obtenidas del análisis empírico realizado. Muy básicamente, estas conclusiones se pueden sintetizar en la afirmación de que existe evidencia de exceso de sensibilidad a la renta del consumo agregado español, en el cual las restricciones de liquidez tienen un papel importante. Simultáneamente, el ahorro por el motivo de precaución tiene también un papel en la explicación de la evolución temporal del consumo y la renta agregados. En este mismo capítulo, se refieren las posibles extensiones futuras de la investigación realizada en esta Tesis.

## **CAPITULO 1**

---

### **UNA REVISION DE LA LITERATURA SOBRE CONSUMO AGREGADO**

## 1.- INTRODUCCION.

La relevancia del análisis del consumo agregado es incuestionable, dado el muy elevado peso relativo que presenta en el total de la Renta Nacional<sup>1</sup>. Resulta, por tanto, necesario establecer claramente cuáles son los determinantes del consumo agregado y el papel relativo que juegan en su evolución, como un paso intermedio en la comprensión del comportamiento de la Renta Nacional. Esta premisa, en la actualidad evidente, no ha gozado siempre del mismo predicamento en la literatura económica. En concreto, el modelo de Fisher (1907 y 1930) consideraba que el consumo es el resultado de las decisiones intertemporales de los agentes económicos y, por lo tanto, de la corriente de rentas futuras y de las alteraciones del tipo de interés. Como es bien conocido, este tipo de análisis, realizado en ambiente de certidumbre, daba lugar a unos resultados que relativizaban en buena medida el interés del comportamiento del consumo agregado, orientando la investigación hacia el ahorro y su relación con el tipo de interés. La publicación de la Teoría General de Keynes (1936) cambió de forma radical esta situación, haciendo de la función de consumo el centro del análisis macroeconómico, y estableciendo al mismo tiempo los cimientos de la Macroeconomía moderna. No debemos olvidar que todas las conclusiones keynesianas de política económica descansan en la función de consumo propuesta, para la que las cuestiones intertemporales y el tipo de interés carecían de importancia, ante la influencia de la renta corriente<sup>2</sup>. Los avances teóricos que se produjeron con posterioridad a la publicación de la Teoría General, Duesenberry (1949), Modigliani y Brumberg (1952 y 1955) y Friedman (1957), aparecen con la vocación de resolver algunos problemas que planteaba

---

<sup>1</sup> El Avance de la Contabilidad Nacional del año 1991 proporciona un valor para la propensión media al consumo superior al 60% si se evalúa con respecto al PIBpm, o al 70% si se evalúa con respecto a la RNND, como se puede comprobar en el Cuadro 1 del capítulo 2 de la presente tesis.

<sup>2</sup> Estas cuestiones históricas son importantes, por cuanto que sitúan en sus justos términos el debate actual en torno al consumo agregado. No es descabellado considerar dicho debate como una reedición del que se suscitó en torno a la Teoría General en los años treinta y cuarenta, muy particularmente de la parte del mismo que hacía referencia al consumo agregado. Tampoco lo es contemplar el modelo de la renta permanente con expectativas racionales, tal y como fué desarrollado por Hall (1978), como la generalización del modelo de Fisher al caso con incertidumbre, por más que exista una distancia notable entre el instrumental utilizado por ambos; de la misma forma, la mayor parte de las críticas realizadas a este último tienen un marcado sabor keynesiano, reafirmando la vinculación entre renta corriente y consumo evidenciada en los estudios empíricos. El lector interesado puede consultar en Speight (1990) una estupenda revisión del debate macroeconómico en consumo desde la publicación de la Teoría General, así como una buena introducción al estado actual de la cuestión.

la función keynesiana de consumo con la evidencia empírica<sup>3</sup>, pero todos ellos parten de las premisas de elección intertemporal ya examinadas anteriormente, si bien cada modelo enfatiza distintos aspectos del mismo planteamiento teórico general. En cualquier caso, el resultado del debate en este terreno fué un importante avance en la investigación empírica en consumo agregado, de forma que, en el segundo lustro de los sesenta, la profesión mantenía una opción de consenso entre ambas posturas teóricas, que se traducía en la formulación de funciones de consumo agregado dependientes tanto de la renta corriente como de la riqueza y del tipo de interés, especialmente a partir del trabajo de Friedman (1957).

La llamada Crítica de Lucas (1976) supuso un serio golpe sobre esta situación de complacencia de la profesión. La práctica tradicional en el análisis de la política económica, centrada en la predicción de los resultados de distintos escenarios de actuación a partir de relaciones econométricas previamente estimadas, era decididamente inconsistente en el caso de que dichas relaciones cambiarán, como de hecho sucede si se produce un cambio de la política económica con respecto a la situación previa. El argumento de Lucas, que las decisiones de los agentes se alteran ante un cambio de política económica cuando los mecanismos de formación de expectativas son eficientes ("forward-looking"), invalidando para la predicción las relaciones econométricas obtenidas en un medio ambiente económico distinto, era incuestionable. En el mismo trabajo en que se presenta dicho argumento, Lucas considera la praxis econométrica en el estudio del consumo agregado como uno de los campos con más claros y abundantes ejemplos de lo que no se debía hacer en Econometría. El posterior trabajo de Hall (1978) debe entenderse como un intento de proporcionar un contraste econométrico, por lo demás muy sencillo, robusto a dicha crítica. La repercusión de los dos trabajos citados en el análisis empírico del consumo agregado durante los años 80 ha sido tan amplio, que es posible afirmar que éste ha sido uno de los campos de la Macroeconomía donde la Revolución de las Expectativas Racionales ha tenido una de las mayores repercusiones, si no la mayor.

Desde un punto de vista metodológico, esta discusión ilustra, mejor que cualquier otro

---

<sup>3</sup> Particularmente, y para el caso norteamericano, la constancia a largo plazo de la propensión media al consumo, en contra de los postulados de la teoría keynesiana, puesta de manifiesto por Kuznets (1942), y el error de predicción de la función de consumo keynesiana en los años posteriores a la Segunda Guerra Mundial.

argumento, el carácter central que en el análisis macroeconómico ha tenido y tiene este tópico. Esta importancia se ve notablemente acrecentada si se consideran las muy diferentes implicaciones de política económica, de hecho radicalmente divergentes, que generan los modelos envueltos en el debate. Si los individuos se comportan en la economía de acuerdo con el modelo de la renta permanente, el papel de la política económica se ve notablemente reducido, dada la escasa capacidad de actuación del gobierno sobre los componentes permanentes de la renta o las expectativas. En el caso contrario, si el comportamiento de los individuos, por la razón que sea, no obedece a este planteamiento, y existe una clara relación entre consumo y renta corrientes, el análisis keynesiano de la política económica vuelve a ser relevante, y las políticas de demanda agregada mantienen su utilidad.

En estos términos, la cuestión básica sometida a debate no es muy diferente a la de los años treinta, tras la publicación de la Teoría General. Sin embargo, existen diferencias notables en el terreno de los matices, el más relevante de los cuales es el distinto planteamiento analítico, en la actualidad microeconómico. Una vez se ha comprobado el rechazo del modelo de Hall por los datos, en lo que existe un grado notable de consenso en la literatura, cuando menos por lo que se refiere a la evidencia macroeconómica, es imprescindible analizar la relevancia de cada una de las posibles explicaciones teóricas del mismo, con la finalidad de garantizar la máxima coherencia y eficacia en el diseño de la política económica, tanto a nivel macroeconómico como microeconómico. Por otro lado, es fundamental determinar si existen comportamientos individuales diferenciados en este terreno, para lo cual se hace imprescindible el análisis empírico con datos individuales. Por poner un ejemplo, nótese que el diseño de la política económica no puede ser el mismo, al menos a escala microeconómica, si la fracción de la población que no se comporta de acuerdo con el modelo de la renta permanente es de mayor o menor entidad, como tampoco lo puede ser dependiendo de cual sea la causa del rechazo del modelo, i.e. de cual sea el supuesto concreto del mismo que se ve incumplido.

La importancia del análisis del consumo agregado queda también ilustrada por la multitud de cuestiones abiertas en el debate macroeconómico actual relacionadas con el mismo. Entre estas destacan la discusión en torno a la efectividad de las medidas de gestión de la demanda agregada financiadas mediante deuda pública, lo que se conoce como el debate

sobre la Equivalencia Ricardiana, y la discusión en torno a la falta de correspondencia entre la tasa de crecimiento del consumo y las tasas de rendimiento de los activos financieros, lo que se conoce en la literatura anglosajona como el Equity Premium Puzzle en el marco del modelo de consumo y precios de los activos, más conocido como CAPM (Consumption-based Asset Pricing Model). En todos estos casos, las modelizaciones de partida consideran individuos representativos que optimizan intertemporalmente formando sus expectativas de forma racional, es decir consideran el comportamiento de consumo postulado por la teoría de la renta permanente con expectativas racionales, hasta el punto que pueden considerarse "subproductos" del debate sobre la misma<sup>4</sup>. Nótese, por otra parte, que la evidencia macroeconómica resulta, también en estos casos, mayoritariamente contraria al modelo de partida, en línea con la evidencia disponible para los modelos de agente representativo. Pueden citarse otros elementos de evidencia empírica contrarios a este planteamiento teórico, como son las demasiado elevadas tasas de ahorro que se observan para la tercera edad, en contra de lo postulado por el modelo<sup>5</sup>. En cualquier caso, todos estos tópicos tienen la suficiente entidad para un análisis separado cada uno de ellos, y no serán contemplados, más que tangencialmente, en este trabajo.

En este capítulo se pretende revisar la literatura sobre el tema del consumo agregado posterior al artículo de Hall (1978). Esta revisión, aún cuando tiene como objetivo ser lo más completa posible, al día de la fecha, pondrá el acento de forma especial en una de las razones que se han aducido para el mal funcionamiento empírico del modelo. Esta explicación descansa en el incumplimiento de uno de los supuestos básicos del mismo, la perfección del mercado de crédito, como consecuencia del cual puede explicarse la relación encontrada entre el consumo y la renta.

---

<sup>4</sup> El lector interesado en el debate sobre la Equivalencia Ricardiana puede consultar la revisión que realiza Bernheim (1987). Asimismo, en relación a la otra cuestión citada se puede consultar Mehra y Prescott (1985), Mankiw y Zeldes (1991), Hansen y Jagannathan (1991) y Campbell (1992).

<sup>5</sup> En este caso, se pueden consultar el trabajo pionero de Kotlikoff y Summers (1981) y la revisión crítica sobre la evidencia disponible realizada por Modigliani (1988).

## 2.- ASPECTOS METODOLOGICOS.

En este momento inicial parece relevante justificar el enfoque analítico y empírico adoptado en la literatura sobre consumo agregado posterior a la publicación del artículo de Hall (1978), y adoptado también a lo largo de la presente tesis. Este enfoque tiene dos características básicas fundamentales: en primer lugar, el contexto dinámico en el cual se plantea, contexto que se presupone incierto, y en segundo lugar, la óptica de agente representativo en las modelizaciones teóricas. Estas son las dos diferencias metodológicas esenciales con respecto al tipo de análisis generalizado en esta materia durante los años cincuenta y sesenta, una vez que la Teoría General fué plenamente aceptada por la profesión. A lo largo de estos años, el análisis empírico del consumo agregado consistía básicamente en la estimación de funciones agregadas, tanto con datos de serie temporal como con datos de sección transversal extraídos de fuentes estadísticas microeconómicas. El objetivo de cualquier trabajo empírico estándar durante aquéllos años era encontrar la función de consumo que mejor ajustara los datos, complementando dicho resultado con el análisis, muy frecuentemente puramente descriptivo, de datos de sección transversal<sup>6</sup>. En esta práctica tuvo un buen grado de responsabilidad el tipo de planteamiento realizado en la propia Teoría General, así como el escaso desarrollo de la Econometría y la pobreza estadística general con respecto a los estándares actuales. En cualquier caso, el empuje de la investigación en consumo agregado durante estos años no debe minusvalorarse, puesto que, como es bien sabido, ésta ha sido una de las áreas tradicionalmente más avanzadas en la praxis empírica.

No deja de ser significativo, sin embargo, que este tipo de análisis no se viera modificado por la generalización de modelizaciones de carácter microeconómico, como es el modelo de la renta permanente-ciclo vital. Muy al contrario, tras el éxito de estas modelizaciones, las cosas siguieron prácticamente igual, con un énfasis especial en apoyar las funciones agregadas estimadas con la evidencia empírica microeconómica disponible. Estas funciones incluían entre las variables explicativas los determinantes del consumo de los dos modelos alternativos disponibles, de forma que la renta corriente aparecía junto al tipo de interés y la riqueza, o la renta permanente, según cual fuera la aproximación realizada al

---

<sup>6</sup> Friedman (1957) y Suits y Sparks (1965) son una buena muestra de este tipo de análisis.

problema<sup>7</sup>. Teniendo en cuenta los problemas inherentes a estas aplicaciones prácticas, no deja de ser sorprendente que la luz de alarma no se encendiera mucho antes de lo que en realidad lo hizo. La complacencia de la profesión con los resultados obtenidos es muy llamativa, sobre todo si tenemos en cuenta el minucioso y pormenorizado examen realizado en este terreno durante los años ochenta<sup>8</sup>.

En ese sentido, el enfoque adoptado durante los años ochenta, tras la Crítica de Lucas, y que resume plenamente el artículo pionero de Hall (1978), consiste en tomar la debida consideración de todos los elementos ignorados en la praxis empírica anterior. La modelización resultante de dicho enfoque parte del supuesto del consumidor representativo, que decide óptimamente su consumo en cada período de tiempo, teniendo en cuenta el monto esperado de sus rentas futuras, adecuadamente descontadas al momento presente. De esta forma, se produce una mirada hacia atrás, a los planteamientos clásicos de la determinación del consumo, ignorando aquéllos otros "de tipo keynesiano" consistentes en la búsqueda de una función agregada sin unos fundamentos microeconómicos firmes. Ello no significa, en ningún caso, un retroceso, dado que en este momento se tienen en cuenta todas aquéllas cuestiones inadecuadamente tratadas en el modelo de Fisher, de forma especial, la incertidumbre. Por otra parte, el problema que ésta plantea en el análisis se reduce suponiendo que las expectativas se forman racionalmente<sup>9</sup>.

La modelización de agente representativo es, de las dos "innovaciones"

---

<sup>7</sup> La modelización econométrica de la renta permanente y/o la riqueza planteaba muchos problemas, que eran resueltos de forma un tanto adhoc. En el primer caso, las expectativas se resolvían suponiendo esquemas "backward-looking", generalmente mecanismos adaptativos, dando lugar a funciones empíricas de consumo difícilmente distinguibles de las keynesianas. En el segundo caso, la riqueza se medía a nivel agregado a través de indicadores más o menos imperfectos. Las dos aproximaciones implicaban supuestos de agregación muy importantes que, sin embargo, no recibieron la atención debida.

<sup>8</sup> Las razones para este agudo contraste habría que buscarlas, probablemente, en la bondad de las funciones agregadas obtenidas en términos de ajuste econométrico. Adicionalmente, factores como el contexto histórico pueden ser también relevantes: la economía no era un problema durante estos años, en los que los gobiernos podían gestionar paro e inflación simultáneamente mediante curvas de Phillips con pendiente negativa; adicionalmente, la Macroeconomía era una ciencia demasiado joven y, quizás, un tanto ingenua.

<sup>9</sup> Obviamente, lo que se conoce como Revolución de las Expectativas Racionales, en el terreno de la optimización intertemporal en consumo, difícilmente podría haberse producido antes de la publicación del artículo de Hall, puesto que las técnicas matemáticas necesarias para ello empezaban entonces a estar disponibles para las aplicaciones de Teoría Económica, lo que constituye una razón importante para explicar por qué toda la literatura previa realizó sus desarrollos en ambiente de certidumbre.

metodológicas consideradas, la que ha tenido una mayor repercusión. No cabe ninguna duda, en vista de todo lo anterior, de que ésta es la óptica pertinente para establecer los determinantes del consumo agregado, lo cual no quiere decir que carezca de dificultades. Los problemas aparecen inmediatamente en el momento en que se evalúa el grado de representatividad del individuo cuyo comportamiento se está considerando. Dado que en la economía existen individuos con comportamientos económicos diferenciados, cuyos parámetros de elección se determinan en base a modelos alternativos, surge un problema obvio en el contraste de hipótesis con datos agregados. En este terreno existen dos alternativas obvias: o se postula que todos los individuos en la economía son iguales, y/o se comportan de la misma forma, o se tienen en cuenta explícitamente las condiciones de agregación en la obtención de una hipótesis contrastable con datos macroeconómicos. La primera de las dos alternativas citadas fué la considerada inicialmente en esta literatura, siguiendo el trabajo de Hall. Sin embargo, nótese que, si esta es la forma de proceder, un hipotético rechazo del modelo por los datos macroeconómicos no invalida la hipótesis contrastada, al ser posible la aceptación del modelo con datos microeconómicos, por lo que el contraste con este tipo de datos se hace inevitable. Por otra parte, en el caso de que los datos agregados acepten el modelo, siempre subsistirá la duda de si nos encontramos ante un problema de composición, con lo que, también aquí, el contraste microeconómico adquiere relevancia.

En cualquier caso, cuando el macroeconometra pasa a considerar modelos de consumo de agente representativo se ve obligado a plantear múltiples cuestiones relacionadas con los mismos, cuestiones que, hasta ese momento, no habían constituido un problema en la literatura de la función de consumo agregado. La optimización individual impone la necesidad de evaluar el tipo de función de utilidad introducida en el análisis y, simultáneamente, la posible existencia de diferencias entre las decisiones de consumo de bienes con características diferentes, y sus relaciones (separabilidad entre el consumo de bienes duraderos y el de no duraderos), así como las relaciones entre las decisiones de consumo y oferta de trabajo (separabilidad ocio-consumo). Al mismo tiempo, el carácter intertemporal de la optimización plantea cuestiones adicionales, como es la factibilidad de la separabilidad de este tipo. Todas estas consideraciones, y muchas otras relacionadas con los mecanismos de formación de expectativas de los agentes económicos y la naturaleza

estocástica o determinística de renta y tipo de interés, junto a detalles muy técnicos referentes a la forma concreta en que se han realizado los sucesivos contrastes del modelo y a los datos utilizados para ello, han sido fuente y materia del debate macroeconómico en consumo desde el trabajo de Hall<sup>10</sup>.

De esta forma, parece que la estimación de funciones de consumo agregado ha quedado relegada a un segundo plano por la corriente actual de investigación. Esto ha sido cierto durante la práctica totalidad de los años ochenta, aunque es de justicia señalar que esta tradición no ha sido totalmente abandonada, como demuestran los trabajos que utilizan mecanismos de corrección de error en la estimación de funciones de consumo agregado, muy especialmente para el caso británico. Existen, además, razones objetivas que explican este olvido: la función de consumo que se obtiene del modelo depende de las rentas futuras esperadas, y no admite soluciones sencillas más que con procesos de determinación de la renta muy concretos y simples, por lo general poco relevantes. El resultado es que la mayor parte del trabajo de investigación empírica se ha realizado en base a las condiciones de primer orden que resultan del modelo de optimización intertemporal individual, i.e. el conocido contraste de Hall. A partir de mediados de los años ochenta, sin embargo, se puede detectar un nuevo énfasis en la obtención de funciones agregadas de consumo, por varias razones. En primer lugar, la generalización de la metodología de cointegración ha generado un auge de los trabajos empíricos con datos de serie temporal en un momento en el cual la literatura ya estaba decididamente orientada hacia la explotación de las fuentes estadísticas microeconómicas. Al mismo tiempo, el avance en la tecnología informática ha posibilitado la realización de trabajos de simulación, impensables hace tan sólo unos años, para la obtención de los niveles óptimos de consumo. Finalmente, se ha producido un cierto movimiento de reflujó hacia planteamientos más keynesianos, dada la ingente cantidad de evidencia empírica de todo tipo contraria al modelo. Todo ello ha propiciado una cierta rehabilitación de los trabajos de la función de consumo y, junto con ellos, de los mecanismos de corrección de error.

---

<sup>10</sup> Un buen tratamiento elemental de la problemática de la separabilidad en el terreno de la optimización intertemporal lo puede encontrar el lector en Deaton y Muellbauer (1983), si bien se trata de un manual escrito antes de la profunda renovación realizada en el tema del consumo durante los años ochenta. Otras referencias muy válidas en este terreno son Deaton y Muellbauer (1981), Blundell (1983) y Dor (1992).

### 3.- LOS CONTRASTES BASICOS DE LA TEORIA DE LA RENTA PERMANENTE CON EXPECTATIVAS RACIONALES.

Como ya hemos mencionado anteriormente, el origen de la investigación en consumo agregado durante los años ochenta y buena parte de los noventa ha sido el artículo de Hall (1978). Considerando los problemas detectados por Lucas (1976) con la literatura empírica previa, Hall plantea la optimización intertemporal de un consumidor representativo. Lo realmente novedoso de este trabajo es que centra el análisis en las implicaciones estocásticas del modelo, proponiendo que el contraste estadístico-econométrico se instrumente en base a las mismas. Hall supone que la función de utilidad es separable intratemporalmente entre ocio y consumo, y entre distintas categorías de consumo, y que también es intertemporalmente separable en forma aditiva. Además, se supone concavidad estricta de la función de utilidad y constancia del tipo de interés y la tasa de preferencia temporal. En estas condiciones, Hall demuestra que la condición de primer orden resultante de la maximización de la utilidad esperada por parte del consumidor vendrá dada por la siguiente expresión:

$$E_t U'(C_{t+1}) = \left[ \frac{(1+\delta)}{(1+r)} \right] U'(C_t) \quad (1)$$

en dónde todas las variables están expresadas en notación estándar y  $E_t$  es la esperanza matemática condicionada sobre el conjunto de información disponible en el período  $t$ . Este resultado resume la principal implicación del modelo: ninguna variable fechada en el período  $t$ , perteneciente, por lo tanto, al conjunto de información disponible en dicho período, y distinta al nivel de consumo,  $C_t$ , es un predictor del consumo futuro,  $C_{t+1}$ , en el sentido de afectar el valor esperado de la utilidad marginal del mismo. En particular, los valores de la renta o la riqueza en el período  $t$ , o en períodos anteriores, son irrelevantes una vez que  $C_t$  es conocido. A partir de este resultado, una adecuada parametrización de la función de utilidad, en este caso cuadrática, junto a la aplicación del supuesto de expectativas racionales, da lugar a la siguiente expresión que gobierna la evolución temporal del consumo:

$$C_{t+1} = \beta + \gamma C_t + \epsilon_{t+1} \quad (2)$$

donde  $\gamma = [(1+\delta)/(1+r)]$  y  $\epsilon_{t+1}$  es un término de error de expectativas de esperanza nula<sup>11</sup>. Por otra parte, Hall demuestra que si la variación en la utilidad marginal del consumo entre

---

<sup>11</sup> Hall también considera el caso en el que la función de utilidad presenta elasticidad de sustitución constante.

dos períodos consecutivos es pequeña, éste evolucionará como un paseo aleatorio con tendencia. El contraste básico del modelo consiste, por lo tanto, en un mero contraste de especificación en base a la expresión anterior: si la única variable estadísticamente significativa en una regresión del consumo es su propio valor desfasado un período, la evidencia sería consistente con el modelo; en caso contrario, éste sería rechazado por los datos.

Hall realiza un primer contraste del modelo con datos agregados de periodicidad trimestral para el período 1948.1-1977.1. Todas las variables se expresan en términos reales y per cápita. Esta última transformación es la única consideración que se hace a nivel empírico para tener en cuenta que se está contrastando un modelo de agente representativo. La variable de consumo utilizada en los ejercicios de regresión es el consumo de bienes no duraderos y servicios, que se obtiene descontando de las cifras disponibles el gasto en bienes duraderos. Los datos utilizados han sido previamente desestacionalizados y no se hace ninguna consideración adicional sobre la estacionalidad. En la práctica, los contrastes se llevan a cabo a través de varios ejercicios sucesivos en los que se introducen, por separado, distintos conjuntos de retardos del nivel de consumo, de la renta y de un índice del precio de las acciones en Bolsa, también en términos reales y per cápita<sup>12</sup>. Los resultados de estos contrastes no son concluyentes, por cuanto que las dos primeras variables mencionadas no son significativas, pero la tercera sí lo es. Sin embargo, Hall concluye que los datos permiten aceptar el modelo, justificando el poder explicativo del precio de las acciones con el argumento de que parte del consumo se ajusta con retraso a las alteraciones de la renta permanente y suponiendo una elevada correlación entre estas últimas y la evolución del precio de las acciones<sup>13</sup>.

Prácticamente al mismo tiempo que Hall, Sargent (1978) plantea la obtención de una

---

<sup>12</sup> La elección de estas variables resulta justificada: en el primer caso, se pretende detectar la existencia de patrones cíclicos en el consumo contrarios a las implicaciones del modelo; en el segundo, se busca contrastar el modelo contra comportamientos keynesianos; en el último caso, se considera que el precio de las acciones es una buena proxy de la riqueza.

<sup>13</sup> Nótese, sin embargo, que esta justificación niega la propia esencia del contraste del modelo, i.e. la impredecibilidad del consumo por ninguna variable que no sea su propio valor desfasado, lo que ha llevado a muchos a considerar esta misma evidencia como contraria al modelo.

función de consumo en el modelo de la renta permanente con expectativas racionales, preguntándose por las restricciones que es necesario imponer para ello sobre los procesos estocásticos de renta y consumo. Estos procesos son relevantes debido a que dicha función de consumo dependerá de la renta permanente y, a su través, del flujo de rentas futuras esperadas por el individuo. Sargent se muestra muy preocupado por el problema de la simultaneidad entre renta y consumo, obteniendo estimadores máximo-verosímiles válidos tanto para cuando existe dicho problema como para cuando no es así. Los contrastes del modelo que realiza a partir de estos estimadores se revelan decididamente contrarios al mismo. Este trabajo es un buen ejemplo del tipo de problemas asociados a la obtención y estimación de la función de consumo en el modelo. Sin embargo, ha sido relativamente olvidado por la literatura, de forma un tanto injustificada, debido a que utiliza una definición incorrecta de la renta permanente en términos de renta disponible futura, ignorando las alteraciones de la riqueza esperada debidas a cambios en las tenencias de activos, error detectado por Flavin (1981).

Flavin (1981) señala que el test de Hall es, en realidad, un contraste de la forma reducida del modelo, y se plantea la obtención de un contraste alternativo basado en su forma estructural. Flavin considera que la renta proporciona nueva información para el individuo sobre la renta futura y, por tanto, sobre la renta permanente. Este carácter de señal de la renta corriente se deriva de la existencia de una correlación positiva entre sus fluctuaciones y las de la renta permanente, que se deriva, a su vez, de la alta correlación serial que presenta el proceso estocástico de la primera. En concreto, Flavin demuestra que, bajo los supuestos de que la renta laboral está exógenamente determinada, el tipo de interés es constante e igual a la tasa de preferencia temporal, el consumo es idénticamente igual a la renta permanente en cada período y no existe componente transitorio del mismo, la revisión en el plan de consumo individual será proporcional a la innovación en la renta laboral disponible:

$$C_{t+1} - C_t = r \sum_{s=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s+1} (E_{t+1} - E_t) Y_{t+s+1} \quad (3)$$

en notación obvia. Si las expectativas se forman racionalmente, la revisión en las mismas se anula y la variación del consumo se producirá tan sólo por la aparición de un término de

error no nulo, que recogerá las innovaciones imprevisibles en la renta. De esta forma, el análisis de Flavin completa y complementa el de Hall, al determinar de forma precisa la naturaleza del contraste propuesto por este último. Adicionalmente, como ya señalábamos antes, demuestra que el análisis de Sargent es incorrecto debido a que utiliza una definición defectuosa de la renta permanente, siendo equivalente al de Hall en el momento en que esta deficiencia es corregida. En este sentido, Flavin demuestra que la función de consumo en el modelo viene dada por la siguiente expresión:

$$C_t = Y_t^p + u_t = r \left[ A_t + \sum_{s=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{s+1} E_t Y_{t+s} \right] + u_t \quad (4)$$

en donde  $Y^p$  es la renta permanente y  $u_t$  el componente transitorio del consumo.

En resumen, la revisión que los agentes realicen en su renta permanente, y, por lo tanto, en su consumo, ante una innovación en su renta corriente dependerá del proceso estocástico de la misma. Considerando que dicho proceso es autorregresivo de orden  $p$ , Flavin propone un contraste del modelo que explote esta idea. Si denominamos  $\epsilon_{1,t}$  a la innovación en dicho proceso en el período  $t$ :

$$Y_t = \mu_1 + \sum_{s=1}^p \sigma_s Y_{t-s} + \epsilon_{1,t} \quad (5)$$

el contraste propuesto consiste en verificar la hipótesis de que  $\beta_i = 0$ , para cualquier  $i$ , en la siguiente expresión:

$$\Delta C_{t+1} = \mu_2 + \mu_3 \left[ Y_t - \mu_1 - \sum_{s=1}^p \sigma_s Y_{t-s} \right] + \sum_{i=0}^{p-1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_{2,t} \quad (6)$$

Los coeficientes  $\beta_i$  miden el "exceso de sensibilidad" del consumo a la renta, en relación a la predicción del modelo, según la terminología acuñada por Flavin, de uso generalizado en la literatura para referirse a este tipo de contrastes del modelo<sup>14</sup>. Los resultados de la aplicación del contraste para la economía norteamericana son, de nuevo, muy

<sup>14</sup> Bilson (1980) realiza contrastes similares al presentado en el texto, por lo que, en puridad, deberíamos hablar de un contraste de exceso de sensibilidad de Bilson-Flavin. Sin embargo, la práctica totalidad de la literatura atribuye la autoría del mismo a este último, debido a que su análisis está mucho más sólidamente fundamentado que el de aquél, obteniendo unos resultados teóricos que siguen plenamente vigentes en la actualidad.

contrarios al modelo, evidenciándose un marcado exceso de sensibilidad<sup>15</sup>.

El trabajo de Flavin completa el núcleo fundamental de resultados que se obtienen de la incorporación de la incertidumbre y de la aplicación del supuesto de expectativas racionales al modelo de la renta permanente. Nótese que su naturaleza es esencialmente aplicada, constituyéndose ésta en una de las áreas en las que la interdependencia entre Econometría y Teoría Económica ha sido, al mismo tiempo, más estrecha y fructífera. En la literatura posterior se pueden encontrar algunos trabajos adicionales que profundizan en el análisis, aunque los resultados que obtienen son, ciertamente, de menor entidad en comparación con los examinados hasta este momento. Entre estos, se puede citar Mankiw (1982) y Wickens y Molana (1984). El primero extiende el modelo de Hall al consumo de bienes duraderos, considerando una función de utilidad que depende tan sólo del stock de los mismos. Mankiw realiza un análisis muy simplificado en el que la función de utilidad es separable y no se considera la existencia de costes de ajuste. En ese caso, demuestra que será el stock de bienes duraderos, y no su consumo, el que evolucionará de acuerdo con la expresión (2). La implicación contrastable del modelo para dicha variable de consumo se obtiene al combinar este último resultado con la identidad que relaciona la evolución del nivel de los stocks con su consumo. Esta implicación es que el consumo de bienes duraderos evolucionará de acuerdo con:

$$C_{t+1} = \alpha_0 + \alpha C_t + \varepsilon_{t+1} - \alpha_3 \varepsilon_t \quad (7)$$

en donde  $\varepsilon_t$  es la sorpresa en el proceso autorregresivo del stock de bienes duraderos. Por lo tanto, el modelo implica que el consumo de este tipo de bienes obedecerá un proceso ARMA(1,1). El contraste de esta hipótesis a la economía norteamericana es, una vez más, contrario al modelo: el gasto en bienes duraderos evidencia un comportamiento más cercano a un proceso puramente autorregresivo, y las variables renta, precio de las acciones y tipo de interés nominal aparecen todas ellas significativas en la regresión del consumo. Por otra parte, Wickens y Molana (1984) generalizan los resultados de Hall y Flavin cuando los tipos de interés son estocásticos, y demuestran que, en ese caso, el sendero óptimo de consumo

---

<sup>15</sup> Flavin replica el test propuesto por Sargent, empleando una definición correcta de la renta permanente, y lo compara con los resultados del contraste de Hall, concluyendo que la distinta variable de gasto en consumo empleada en ambos estudios (Sargent utiliza el gasto total en consumo) es responsable de los diferentes resultados que obtienen.

dependerá de las expectativas sobre el tipo de interés real y que el término de error del contraste de Hall dependerá tanto de las innovaciones en la renta como de las innovaciones en éste<sup>16</sup>.

Por último, al mismo tiempo que se publicaba el trabajo de Hall (1978), Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978), en adelante DHSY, daban inicio a una corriente distinta de investigación en consumo agregado basada en técnicas de corrección de error, que durante mucho tiempo se ha ido desarrollando al margen de la literatura sobre el modelo de la renta permanente con expectativas racionales. Inicialmente interesados por la diversidad de resultados que, con datos y modelos similares, presentaba la investigación empírica en la tradición keynesiana de la función de consumo agregado para el caso inglés, estos autores "rastrear" cuál es la función que mejor ajusta el comportamiento de los datos en base a una completa serie de criterios, entre los que se pueden destacar la consistencia con las predicciones de estado estacionario de la teoría económica, la estabilidad de los parámetros estimados y, de forma especial, la capacidad de la ecuación estimada elegida para "encomparar", o incorporar, los resultados previos, todo ello verificando simultáneamente la robustez de la misma frente a tópicos como la estacionalidad, la existencia de errores de medida, etc. La función de consumo agregado finalmente propuesta relaciona éste con sus propios retardos, la renta y los precios<sup>17</sup>, todas ellas expresadas en diferencias de cuarto orden, para remover la estacionalidad -los datos utilizados tienen periodicidad trimestral-, y en términos logarítmicos, y con la interpretación de que, en cada trimestre, el consumo se determina como una alteración del consumo del trimestre previo, en función de la variación experimentada en la renta. Nótese que los resultados de este trabajo no son robustos a la crítica de la endogeneidad de la renta en las funciones de consumo estándares, que ha sido el principal argumento contra todos los trabajos basados en el mecanismo de corrección de error. Sin embargo, el volumen de investigación en este terreno ha sido muy abundante, aunque limitada, salvo algunas excepciones, al estudio de la economía inglesa. En cualquier

---

<sup>16</sup> Estas conclusiones ya habían sido adelantadas por Mankiw (1981) y Muellbauer (1983), trabajo que se examinará más adelante.

<sup>17</sup> La introducción de los precios entre las variables explicativas incorpora el efecto de la inflación no anticipada por los individuos sobre su consumo, debido a las confusiones sobre la evolución de los precios relativos, de acuerdo con Deaton (1977). Cabe señalar que los resultados obtenidos por DHSY sugieren que la influencia de la inflación sobre el consumo no es despreciable.

caso, como ya hemos mencionado anteriormente, se ha producido una cierta rehabilitación de la misma en la literatura, lo que justifica su consideración en este momento.

Los iniciales resultados adversos del contraste del modelo de Hall dieron lugar, desde una fecha muy temprana, al examen de las posibles razones del mismo. Muellbauer (1983), por ejemplo, desde una posición cercana al análisis de DHSY, realiza la siguiente serie de objeciones teóricas al modelo de Hall: 1) Irrealidad del supuesto de expectativas racionales en su forma extrema, a partir de los argumentos tradicionales en contra de este mecanismo de formación de expectativas; 2) Existencia de restricciones de liquidez, bien como consecuencia de la desigualdad entre los tipos de interés de prestar y tomar prestado, o como consecuencia del racionamiento de crédito a ciertos consumidores; 3) Irrealidad del supuesto de constancia del tipo de interés, cuyo incumplimiento invalidará el contraste de Hall, puesto que cualquier variable fechada en el período  $t$ , o antes, utilizada por los individuos para predecir la evolución futura de aquél sería significativa en la regresión de  $C_{t+1}$  frente a  $C_t$ ; 4) En relación con la crítica anterior, Muellbauer demuestra que el contraste de Hall no es válido cuando las expectativas sobre los tipos de interés son probabilísticas, o si lo son las expectativas sobre la renta y la función de utilidad no es aditivamente separable; 5) El modelo está referido al flujo de servicios de consumo, razón por lo que no es adecuado emplear las cifras de gasto, que miden éste muy imperfectamente; 6) En el caso de que los saldos reales entren en la función de utilidad del consumidor, el tipo de interés nominal esperado también resultaría significativo en el contraste de Hall; 7) El contraste no se mantiene en el caso de que supongamos la existencia de un componente transitorio no nulo del consumo. Estas críticas resumen la mayor parte de las posteriores líneas de investigación en la literatura subsiguiente, que analizaremos a continuación. En esta revisión de la literatura se ha atendido, en primer lugar, al tipo de datos (macroeconómicos vs. microeconómicos) utilizado en los contrastes que se reseñan. A continuación, dentro de esta primera clasificación, el análisis se ha realizado, fundamentalmente, en base a un criterio temático.

#### **4.- LA EVIDENCIA MACROECONOMICA.**

##### **4.1.- Los contrastes del modelo.**

##### **4.1.a.- Los contrastes de exclusión.**

Dali y Hadjimatheou (1981) replican el modelo de Hall para la economía británica. Este contraste sigue en todo lo posible las líneas del realizado por este último, dado que su objetivo es comprobar en qué medida el modelo es aplicable al caso inglés, con una mera finalidad comparativa. El conjunto de variables utilizadas para el contraste es mucho más amplio que el considerado por Hall; entre ellas, la tasa de desempleo, la tasa de inflación y el tipo de interés no resultan significativas en la regresión del consumo frente a su primer retardo. Sin embargo, los valores desfasados de la renta, de los activos líquidos y retardos del consumo anteriores al primero se muestran con alto poder explicativo; adicionalmente, el modelo muestra una elevada inestabilidad estructural. Todo lo anterior lleva a estos autores a concluir que el modelo no permite explicar la evidencia británica, por lo que, dados los buenos resultados que se han obtenido para la misma mediante las técnicas de corrección de error, plantean la necesidad de llegar a una teoría más general del consumo que permita incorporar ambas aproximaciones analíticas. Por otra parte, evidencia empírica para la economía canadiense se encuentra en Cuddington (1982) y Wirjanto (1991), con resultados también contrarios al modelo.

En un influyente trabajo, Hansen y Singleton (1982) proporcionan un método consistente de variables instrumentales para la estimación de las ecuaciones de Euler en modelos con expectativas racionales. Este método explota las condiciones de ortogonalidad que establecen dichas ecuaciones y tiene la ventaja de que permite estimar los parámetros de las funciones objetivo consideradas, sin necesidad de obtener la solución de los programas de optimización estocásticos. Por ejemplo, en el caso del modelo de Hall, nótese que la aplicación de expectativas racionales en (1) da lugar a la siguiente expresión:

$$\frac{(1+r)}{(1+\delta)} \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} = \varepsilon_{t+1} \quad (8)$$

con lo cual, dadas las propiedades teóricas del término de error  $\varepsilon_{t+1}$ , cualquier variable fechada en  $t$ ,  $x_t$ , o antes, deberá verificar necesariamente la siguiente condición de ortogonalidad:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_t \varepsilon_{t+1} = 0 \quad (9)$$

Por lo tanto, todas las variables  $x_t$  son instrumentos potencialmente válidos en la estimación de la ecuación (8). Nótese también que, por regla general, el modelo estará sobreidentificado, al existir más restricciones del tipo (9) que parámetros a estimar, razón por la que estos autores diseñan un test para contrastar la adecuación del conjunto de instrumentos utilizados. Hansen y Singleton aplican este método en la estimación de la ecuación de Euler para el consumo de bienes no duraderos y servicios con distintos conjuntos de instrumentos, confirmando el rechazo del modelo.

Miron (1986) ofrece una explicación del rechazo empírico del modelo basada en el tratamiento de la estacionalidad realizado hasta ese momento. Miron considera que las fluctuaciones estacionales son altamente previsibles por los agentes, por lo que serán tenidas muy en cuenta en los procesos de optimización. Adicionalmente, los mecanismos de desestacionalización usuales introducen sesgos por error de medida que puede explicar dicho rechazo en los estudios empíricos con datos trimestrales ajustados estacionalmente<sup>18</sup>. Miron generaliza el modelo de Hall suponiendo que los shocks estacionales repercuten en una función de utilidad individual a la Lancaster, con resultados que confirman la importancia del tratamiento de la estacionalidad en el contraste del modelo, tanto con el gasto en bienes de consumo duraderos como con el gasto en bienes de consumo no duraderos.

Nelson (1987) se pregunta por la razón de los resultados divergentes de los contrastes

---

<sup>18</sup> Esta era la nota dominante en la literatura empírica hasta ese momento. La crítica de Miron no cuestiona, obviamente, los resultados contrarios al modelo encontrados con datos de periodicidad anual, realmente muy minoritarios. Es de destacar que Sargent (1978) había considerado los problemas que introducía la acusada estacionalidad trimestral del consumo, lo que le llevó a verificar si existían diferencias en los resultados empíricos utilizando datos ajustados y no ajustados estacionalmente.

de Hall (1978) y Flavin (1981), teniendo en cuenta las notables semejanzas que existen entre ambos contrastes. Nelson replica el contraste de Hall, a partir de la misma fuente estadística que empleo éste, aunque ampliada, y compara los resultados del mismo cuando se supone que la función de utilidad es cuadrática y del tipo CRRA -con aversión relativa al riesgo constante-<sup>19</sup>, encontrando que la presencia de una elevada autocorrelación del consumo, que se presenta claramente no estacionario, aconsejan la utilización de esta última para el contraste. A partir de esta especificación, Nelson encuentra que los contrastes de exclusión de la renta pasada son contrarios al modelo, incluso cuando se consideran datos mensuales para evitar los problemas de agregación temporal<sup>20</sup>. Por otra parte, Lewbel (1987) señala que los parámetros estimados de la función de utilidad en el contraste de Hall son inaceptables porque contradicen el propio modelo, al implicar o bien utilidades marginales negativas, o bien minimización de la función de utilidad.

Wilcox (1989), a partir también de una función de utilidad de este tipo, examina la repercusión de la alteración de los beneficios de la Seguridad Social sobre el gasto agregado en consumo, a partir del argumento de que dichos beneficios son perfectamente previsibles por los agentes económicos<sup>21</sup>. El resultado del contraste de exclusión de esta variable, tanto con datos ajustados como no ajustados estacionalmente, para distintos agregados de consumo, es fuertemente contrario al modelo de la renta permanente, y robusto a la presencia de error de medida.

Jaeger (1992) contrasta la respuesta del consumo efectivo a las predicciones trimestrales de la variación del mismo y de la renta realizadas por la Wharton Econometric Forecasting Associates (WEFA), bajo el argumento de que este tipo de variables incorpora una elevada cantidad de información, lo que les confiere un gran valor en el contraste de exclusión. Los resultados son, de nuevo, contrarios a las implicaciones del modelo. La

---

<sup>19</sup> Hansen y Singleton (1982), antes citado, ya había considerado este tipo de función de utilidad.

<sup>20</sup> Por otra parte, Nelson sugiere la posibilidad de que el exceso de sensibilidad encontrado por Flavin pueda ser debido al particular proceso estocástico postulado para la renta, que impone la estacionariedad en el mismo.

<sup>21</sup> Wilcox efectivamente demuestra que las alteraciones en dichos beneficios pertenecen al conjunto de información de los individuos con una antelación de, al menos, un período con respecto a la fecha de pago de los mismos. Para ello, revisa las fechas en que dichas alteraciones aparecieron en la prensa durante el período sujeto a estudio. Téngase en cuenta que los datos utilizados tienen una periodicidad mensual.

aplicación de técnicas de análisis de regresión espectral permite comprobar, además, que el rechazo se produce, sobre todo, con los datos de baja frecuencia, siendo plausible atribuir la explicación del mismo a la existencia de restricciones de liquidez o a la presencia de durabilidad en el consumo de los bienes. Adicionalmente, ni la estacionalidad ni los problemas de agregación temporal parecen factores importantes en dicha explicación.

4.1.b.- Los contrastes de exceso de sensibilidad a la renta y las restricciones de liquidez en los contrastes agregados.

Hayashi (1982) estima una versión modificada del contraste de exceso de sensibilidad, en la cual no se impone la igualdad entre la tasa subjetiva de preferencia temporal y el tipo de interés. Hayashi generaliza la función de consumo de la renta permanente, haciéndola depender de la riqueza humana, la renta laboral futura descontada y la renta disponible corriente, además de la riqueza no humana. La ecuación finalmente resultante, muy próxima a los resultados de los estudios sobre la función de consumo, es estimada por variables instrumentales, de acuerdo con Hansen y Singleton (1982)<sup>22</sup>, para evitar el sesgo de simultaneidad entre renta y consumo corrientes. Los resultados del contraste para la economía norteamericana no son concluyentes, dado que el modelo es tanto aceptado como rechazado, dependiendo de la categoría de gasto en consumo utilizada. Por otra parte, la evidencia rechaza la hipótesis de igualdad entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés.

Muellbauer (1983), ya citado, aplica otra versión modificada del contraste de exceso de sensibilidad de Flavin en la que, en lugar de imponer las restricciones implicadas por el proceso autorregresivo postulado para la renta, introduce los residuos estimados del mismo como una variable explicativa más en la regresión del consumo frente a su primer retardo. Por otra parte, en un intento de reconciliar el análisis empírico de función de consumo con el de la ecuación de Euler, el contraste de exceso de sensibilidad es limitado a verificar la significatividad de los primeros dos retardos de la renta, puesto que éstos son los que aparecen en la función empírica de consumo de DHSY. De esta forma, dicha función de

---

<sup>22</sup> Hayashi elimina la riqueza humana de la ecuación a contrastar a través de una ecuación estocástica en diferencias para la misma, que combina con la función de consumo propuesta.

consumo empírica tiene el carácter de hipótesis mantenida, junto al proceso autorregresivo postulado para la renta.

Los resultados de la aplicación del contraste al caso inglés para el período 1955-79 son favorables al modelo. Sin embargo, la parcelación de la muestra en dos subperíodos, 1955-72 y 1972-79, justificada por la modificación del régimen cambiario que tuvo lugar en Gran Bretaña en 1972, da lugar a resultados radicalmente contrarios al modelo. Muellbauer considera que ello es evidencia de un importante cambio estructural en dicha fecha, y explica la aceptación del modelo para la muestra completa debido a un efecto composición que se refleja en el cambio de los signos de las variables explicativas en los resultados encontrados para ambos subperíodos. Por último, intenta verificar si la razón del rechazo del modelo es el supuesto de constancia de los tipos de interés o la existencia de restricciones de liquidez. En el primer caso, Muellbauer señala que, si la función de utilidad es homogénea y aditivamente separable, la consideración de la variabilidad en los tipos de interés genera el siguiente resultado en el modelo de Hall:

$$E_t \Delta \ln C_{t+1} = \beta' + \theta E_t r_{t+1} + \epsilon'_{t+1} \quad (10)$$

en donde  $\epsilon'_{t+1}$  incorpora ahora tanto las innovaciones en la renta como las innovaciones en el tipo de interés y  $\theta$  es la elasticidad de sustitución entre consumo actual y futuro<sup>23</sup>. La propuesta de Muellbauer consiste entonces en depurar del término de error del modelo la fracción determinística del tipo de interés, de forma similar a como se procede en el contraste de exceso de sensibilidad con la renta. Para ello, postula dos procesos estocásticos diferentes para el tipo de interés en cada uno de los dos subperíodos estudiados, cuyos residuos estimados se introducen en las ecuaciones de Euler, añadiendo el incremento del tipo de interés al conjunto de variables cuyo objeto es detectar la existencia de exceso de

---

<sup>23</sup> Hall (1988a y 1988b) mide la elasticidad de sustitución intertemporal en USA. Su análisis parte del de Muellbauer (1983), suponiendo que el tipo de interés y el logaritmo del consumo reales siguen una distribución normal. La implicación contrastable es, entonces, que la media del crecimiento del consumo cambia sólo en respuesta a una alteración del tipo de interés real. La elasticidad de sustitución intertemporal estimada para el caso USA, con muy distintas fuentes estadísticas y datos de distinta periodicidad, presenta un valor cercano a cero, lo cual implica que la aversión al riesgo relativa es infinita, aunque Hall señala que esta conclusión no se mantendría con una función de utilidad distinta a la utilizada. Epstein y Zin (1989 y 1991) desarrollan un modelo en el que ambas variables no tienen porque ser iguales, confirmando un valor inferior a la unidad para la elasticidad de sustitución intertemporal y cercano a uno para la aversión relativa al riesgo. Patterson y Pesaran (1992) confirman también los resultados de Hall, con técnicas econométricas más robustas, tanto para el caso norteamericano como para el británico, encontrando evidencia de la presencia de restricciones de liquidez.

sensibilidad. Los resultados obtenidos sugieren que el rechazo del modelo no está explicado totalmente por el supuesto de constancia de los tipos de interés, si bien es cierto que se ve atenuado en cierta medida cuando se relaja el mismo.

Por lo que se refiere a las restricciones de liquidez, Muellbauer considera cómo se verá alterada la optimización intertemporal en consumo cuando el individuo se enfrenta a un límite máximo a su endeudamiento que depende del nivel de su renta corriente<sup>24</sup>. Su análisis es una extensión de Heller y Starr (1979), que estudian el caso sin incertidumbre. Muellbauer revisa entonces sus resultados previos, incluyendo entre las variables explicativas de la ecuación de Euler la tasa de desempleo, de la que se espera que capte el efecto a nivel agregado de las restricciones de liquidez. En este terreno, sus resultados indican que la presencia de éstas no permite explicar, por si sola, el rechazo del modelo. Flavin (1985) realiza un ejercicio muy similar al de Muellbauer con la finalidad de distinguir si el rechazo del modelo se debe a la existencia de restricciones de liquidez o a la verificación de comportamientos miópicos de consumo, según los cuales el consumo sigue la evolución de la renta corriente de forma mecánica. Para ello, realiza un contraste de exclusión del incremento de la tasa de desempleo sobre una generalización de la expresión (6). Si dicha variable resulta significativa, el rechazo del modelo se atribuye a la existencia de restricciones de liquidez, mientras que, en caso contrario, se atribuye a la existencia de comportamientos miópicos o keynesianos en la economía. Sus resultados confirman la existencia de exceso de sensibilidad a la renta, que desaparece en favor de la significatividad de la tasa de desempleo en el momento en que ésta se introduce como variable explicativa, lo que lleva a Flavin a concluir que las restricciones de liquidez son una explicación mucho más poderosa del rechazo del modelo que las explicaciones keynesianas o el presupuesto de comportamientos miópicos.

King (1986) se pregunta por la naturaleza de las restricciones de liquidez presentes

---

<sup>24</sup> El tipo de restricción de liquidez considerada por Muellbauer es de la forma:

$$D_{t+1} \leq a_0 + aY_{t+1}$$

en donde  $D_{t+1}$  es el máximo endeudamiento posible y  $a > 0$ . En este terreno, Muellbauer se aleja de la práctica habitual en la literatura, que consiste en introducir las restricciones de liquidez en el análisis como un límite inferior positivo o nulo para la riqueza no humana.

en la economía y considera que éstas aparecen fundamentalmente debido a la existencia de una brecha entre los tipos de interés de prestar y pedir prestado. King señala que no hay una medida adecuada de las mismas, y que la tasa de desempleo, utilizada hasta entonces por la literatura es, de por sí, una medida de los desequilibrios existentes en el mercado de trabajo, y no en el mercado de crédito, aunque considera plausible que pueda existir una elevada correlación entre ambos tipos de restricciones. De esta forma, plantea un modelo en el cual la asimetría de información entre prestamistas y prestatarios permite explicar la brecha entre ambos tipos de interés, y donde, por lo tanto, las restricciones de liquidez aparecen endógenamente en el modelo, y no de forma exógena como hasta entonces. A partir de este planteamiento, King desarrolla un modelo de generaciones solapadas en dos períodos, con penalización por insolvencia, que genera cinco regímenes distintos en los cuales puede encontrarse un individuo en función de las rentas que perciba en el segundo período. El modelo resulta, finalmente, en dos condiciones de Euler diferentes para toda la economía: la primera es reflejo de las implicaciones del modelo de la renta permanente con expectativas racionales y la segunda dependerá de la renta corriente, reflejando el comportamiento de aquellos individuos afectados por el racionamiento de crédito en la economía. Esta segunda ecuación presenta unos coeficientes que son variables en el tiempo y que dependen de la brecha entre los tipos de interés de prestar y pedir prestado. Sin embargo, desde el punto de vista de su aplicación empírica, el modelo presenta dificultades insalvables, por lo que King se limita a verificar, para el caso inglés, la significatividad de la brecha entre ambos tipos de interés en la condición de Euler del consumo, así como a contrastar la relación existente entre la misma y la tasa de desempleo, con unos resultados muy poco concluyentes.

Campbell y Mankiw (1989 y 1990) retoman la idea de la existencia de dos tipos de consumidores en la economía: aquellos que consumen su renta permanente y aquellos que consumen directamente su renta corriente. La variación en el componente del consumo agregado que explica el comportamiento del primero de los dos grupos citados vendrá dado por la innovación en la renta permanente (véase la expresión (3)), mientras que el incremento del segundo componente del consumo agregado será idénticamente igual al incremento en su renta corriente. De esta forma, si denominamos  $\lambda$  a la fracción de la renta agregada total que recibe este último grupo de individuos y  $\epsilon_{t+1}$  a la innovación en la renta permanente del otro grupo, podemos postular que la variación el consumo agregado en la economía vendrá dada

por una media ponderada de la variación en el consumo de cada uno de estos dos grupos:

$$\Delta C_t = \lambda \Delta Y_t + (1-\lambda) \varepsilon_{t+1} \quad (11)$$

Adicionalmente, nótese que la ecuación (10) se transforma en la siguiente:

$$\Delta \ln C_{t+1} = \beta' + \lambda \Delta Y_t + (1-\lambda) \theta E_t r_t + \varepsilon'_{t+1} \quad (12)$$

El modelo permite, a juicio de estos autores, explicar tres regularidades empíricas bien documentadas: la asociación entre los cambios esperados en el ingreso y los cambios esperados en el consumo; la independencia empírica de la variación del consumo de las variaciones esperadas en el tipo de interés; y la asociación entre períodos de alto consumo en relación a la renta y subsecuentes períodos de alto crecimiento de la misma. El modelo es estimado para la economía USA con variables instrumentales, con unos resultados muy favorables al mismo, obteniendo que la fracción de la renta agregada que perciben los individuos con comportamientos keynesianos está alrededor del 50% del total. Adicionalmente, los resultados indican que la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo de los individuos que consumen su renta permanente es prácticamente nula<sup>25</sup>.

Jappelli y Pagano (1989) intentan determinar si la evidencia de exceso de sensibilidad puede ser atribuida a la existencia de restricciones de liquidez. Para ello realizan un contraste de exceso de sensibilidad a la renta similar al de Hayashi (1982) para Suecia, USA, Inglaterra, Japón, Italia, España y Grecia, comprobando acto seguido si existe una correspondencia entre la gradación en el exceso de sensibilidad estimado y en la gravedad de las restricciones de liquidez presentes en cada país, medidas a través del ratio de la deuda viva por prestamos personales y prestamos hipotecarios en relación al consumo. Los

---

<sup>25</sup> Cushing (1992) confirma estos resultados, contrastando, además, la robustez de los mismos cuando se relajan los supuestos de separabilidad de la función de utilidad. En este estudio la fracción estimada de la renta que perciben los individuos que consumen la renta corriente oscila entre el 30 y el 40% del total, confirmándose un valor estadísticamente no significativo de la elasticidad de sustitución intertemporal de los individuos que consumen su renta permanente.

resultados muestran que existe una relación casi exacta entre ambas variables<sup>26</sup>. Los países en los que se observa un mayor exceso de sensibilidad son aquéllos donde también se recurre menos al crédito, siendo la única excepción a esta regla Inglaterra. Nótese que estos resultados no permiten inferir que el mayor exceso de sensibilidad esté asociado a una mayor incidencia de las restricciones de liquidez, puesto que es posible que existan diferencias en las preferencias de los consumidores que den lugar a un menor recurso al crédito para financiar el consumo. Por ello, Japelli y Pagano analizan cuál es la explicación de las diferencias en el volumen de crédito en cada uno de estos países, examinando la influencia en las mismas tanto de factores de oferta (brecha entre los tipos de interés de prestar y tomar prestado en créditos personales e hipotecarios, participación que representa la "entrada" sobre el precio total de la vivienda, y proporción de propietarios de viviendas en las cohortes más jóvenes de la población) como de demanda (incentivos fiscales al recurso al mercado de crédito, perfil medio de la renta de ciclo vital, y estructura por edades de la población) del mercado de fondos prestables. Los resultados indican que dichos factores de demanda no explican las diferencias internacionales en el volumen de deuda de los consumidores, al contrario de lo que ocurre con los factores de oferta, lo cual lleva a concluir a Japelli y Pagano que las restricciones de liquidez, especialmente en el mercado de créditos hipotecarios, es la principal explicación de las mismas.

Los resultados de Japelli y Pagano son confirmados por Campbell y Mankiw (1991), quienes contrastan su modelo, ya comentado, para los casos de Inglaterra, Canadá, Francia, Japón, Suecia, y USA. Los resultados son favorables al modelo, obteniendo un valor de  $\lambda$  que oscila entre 0.2, para Canadá, pasando por 0.35 para Suecia y USA, y 1.0 para Francia, con una gradación en el exceso de sensibilidad similar a la encontrada por Japelli y Pagano; los autores no pueden rechazar la hipótesis de igualdad entre la renta corriente y la renta permanente para el caso japonés, no pudiendo estimar el efecto de la primera en el consumo para este país. Se confirma, asimismo, la evidencia de una muy escasa repercusión de las variaciones del tipo de interés en el consumo. Por último, no encuentran evidencia de que la proporción de la renta agregada que perciben los consumidores que consumen su renta

---

<sup>26</sup> Cabe señalar que el único país en el que no se aprecia evidencia de exceso de sensibilidad es Suecia. En lo que se refiere al resto de países considerados, los mayores excesos de sensibilidad aparecen asociados a Italia, España y Grecia, por ese orden; el más bajo, exceptuando Suecia, se da en USA, alcanzando valores intermedios Japón e Inglaterra.

corriente haya variado sustancialmente en el tiempo, a pesar de los importantes procesos de desregulación del sistema financiero que se experimentan en algunos de estos países durante los períodos sujetos a estudio.

#### 4.2.- La función de consumo agregado.

Como ya hemos señalado anteriormente, a partir del trabajo de DHSY se inicia una nueva corriente en la estimación de la función de consumo agregado basada en la aplicación de técnicas de corrección de error. En este apartado se pretende revisar esta literatura, fundamentalmente dedicada al estudio de la economía británica<sup>27</sup>, así como algunos estudios de la función de consumo para la economía USA, más cercanos al modelo de la renta permanente.

Davidson y Hendry (1981) comparan los modelos de Hall y DHSY, analizando las implicaciones de la teoría de la renta permanente con expectativas racionales sobre éste último. Estos autores sostienen que el alto grado de bondad predictiva de la especificación de DHSY invalida las críticas basadas en los problemas de endogeneidad de la renta, considerando que dicha especificación debe ser una buena aproximación a la función estructural de consumo. Adicionalmente, critican el contraste de Hall por su utilización de datos estacionalmente ajustados, replicándolo para el caso británico con datos no ajustados, con resultados contrarios al modelo.

Hendry y Ungern-Stenberg (1981), Ungern-Stenberg (1981) y Pesaran y Evans (1984) analizan algunas extensiones del modelo de DHSY. El primero de los trabajos citados considera un mecanismo de corrección de error más amplio que el de DHSY, que denominan "mecanismo de corrección integral", basado en el supuesto de que los consumidores desean mantener constante el ratio renta/riqueza en el equilibrio dinámico. Para ello, es necesario reinterpretar la influencia de la inflación en el modelo, teniendo en cuenta las pérdidas que la misma puede generar en las tenencias de activos reales líquidos de los agentes. Desde este punto de vista, el ajuste de DHSY incurría en un error de especificación, lo que es

---

<sup>27</sup> Podríamos hablar de la línea de investigación del Economic Journal, por ser ésta la revista en donde, de forma casi absoluta, se han publicado todos estos trabajos.

confirmado por la evidencia empírica que presentan Hendry y Ungern-Stenberg, que consideran que existen errores serios en la medición del ingreso real en los momentos de elevada inflación. Ungern-Stenberg (1981) analiza esta misma cuestión para los casos de Estados Unidos, Inglaterra y Alemania Occ., con resultados satisfactorios para los dos últimos, no encontrando una especificación válida para el primero<sup>28</sup>. Pesaran y Evans (1984) consideran la extensión del análisis de los dos anteriores a las alteraciones del valor de los activos ilíquidos generados por la inflación, obteniendo un ajuste para la economía británica superior al de éstos. Adicionalmente, encuentran evidencia contraria al modelo de Hall en todos los subperíodos que analizan. Patterson (1985) introduce la repercusión de las alteraciones del valor real de los bienes duraderos como consecuencia de la inflación, con resultados también positivos, y Borooah y Sharpe (1986) revisan todos los resultados anteriores a partir de una definición más adecuada de la renta personal disponible, encontrando que la especificación de Pesaran y Evans proporciona el mejor ajuste econométrico.

Blinder y Deaton (1985) proponen una función de consumo logarítmica muy general con la finalidad de captar las propiedades más relevantes de las relaciones de corto y largo plazo entre consumo y renta, e incorporar todas las especificaciones consideradas en la literatura, tanto en la vertiente de la ecuación de Euler como en la del mecanismo de corrección de error. Su propuesta incluye entre las variables explicativas la renta, el consumo desfasado, la riqueza, la inflación y los precios relativos, entre otras. Blinder y Deaton descomponen las variaciones de dichas variables en sus componentes anticipados y no anticipados, descomposición en base a la cual estiman la función de consumo que mejor ajusta los datos y realizan una batería de contrastes de exceso de sensibilidad para el caso USA. Finalmente, examinan, en base a la función de consumo estimada, la repercusión de las alteraciones fiscales transitorias en el consumo. Sus resultados son, en líneas generales, favorables al modelo de la renta permanente con expectativas racionales. En un trabajo similar, Bean (1986) incluye entre las variables explicativas en la función de consumo, y junto a las variables tradicionales, la variación de las horas trabajadas per cápita y la

---

<sup>28</sup> Koskela y Virén (1985) analizan la influencia de la inflación en la función de consumo agregada. Sus resultados, sobre una muestra de 23 países, son contrarios a la hipótesis de que sólo la parte no anticipada de la inflación es importante en la determinación del consumo.

variación del gasto público. La introducción de estas variables hace desaparecer el exceso de sensibilidad a la renta, lo que lleva a Bean a concluir favorablemente al modelo, del que considera que capta mejor el proceso generador de los datos que los modelos previos. Adicionalmente, analiza en qué medida el modelo propuesto "encompasa" el modelo de DHSY, obteniendo resultados no concluyentes en ese sentido.

Batchelor y Dua (1992) introducen en una función de consumo tradicional medidas de las expectativas de los individuos basadas en sus propias respuestas cuando son interrogados acerca de la evolución futura de la renta, el tipo de interés y la inflación. El resultado del análisis, en el que se utilizan técnicas de corrección de error con el objetivo de encontrar la función de consumo que mejor ajuste proporciona, es contrario al modelo, por cuanto que no se puede rechazar la hipótesis de significatividad conjunta de las variables que pertenecen al conjunto de información del individuo. Por último, la evidencia presentada es contraria a la inclusión de la inflación pasada entre las variables explicativas de la función de consumo; estos autores consideran que la evidencia previa en contrario es debida a la elevada correlación entre la inflación pasada y la inflación esperada futura, la cual está muy defectuosamente tratada en todos los estudios empíricos previos.

Drobny y Hall (1989) examinan el ajuste del modelo de DHSY mediante la aplicación de técnicas de cointegración, comprobando que las variables de la especificación de estos autores no están cointegradas y que el modelo padece de inestabilidad estructural cuando la muestra se amplía con los datos de la década de los 80. Sin embargo, la inclusión entre aquéllas de una variable que capte las diferencias entre las tasas impositivas máxima y mínima, en el espíritu del análisis de Borooah y Sharpe (1986) elimina los problemas anteriores. Molana (1991) extiende el análisis de cointegración a la comparación del modelo de DHSY y el modelo de Hall. Este autor generaliza el modelo de ciclo vital haciendo depender la función de utilidad de los individuos de su nivel de riqueza, dado que permite obtener unas funciones de largo plazo más plausibles y explica, al mismo tiempo, tanto el rechazo del modelo de Hall como los problemas de inestabilidad detectados en las especificaciones de corrección de error.

#### 4.3.- La búsqueda de explicaciones del rechazo del modelo.

##### 4.3.1.- La separabilidad de la función de utilidad.

Los supuestos de separabilidad del modelo de Hall han recibido una atención muy reducida en los estudios con datos agregados, en comparación a la importancia que los mismos tienen en la derivación de las implicaciones contrastables del mismo. La razón es, obviamente, que la contrastación de este tipo de supuestos en el terreno macroeconómico es, por regla general, muy poco concluyente, al tratarse de una cuestión que requiere, por su propia naturaleza, de la utilización de datos microeconómicos. Nuestra exposición distinguirá entre los distintos aspectos analizados en relación con este tema, que son la separabilidad entre consumo y ocio, la separabilidad entre el consumo de bienes duraderos y el de no duraderos, y toda una batería de aspectos relacionados con la separabilidad intertemporal, como son la durabilidad de los bienes, la persistencia de los hábitos de consumo y el análisis de los problemas de agregación temporal que aparecen cuando la periodicidad de los datos disponibles no coincide con el período de toma de decisiones de los agentes económicos.

##### 4.3.1.a.- Separabilidad ocio-consumo.

Mankiw, Rotemberg y Summers (1985) analizan la elección intertemporal individual cuando la función de utilidad no es intratemporalmente separable entre ocio y consumo. Estos autores demuestran que el resultado de la optimización individual, con estos supuestos, serán tres condiciones de primer orden que determinan, respectivamente, la elección intertemporal individual del consumo, la elección intertemporal individual de la oferta de trabajo y la relación marginal de sustitución intratemporal entre consumo y oferta de trabajo<sup>29</sup>. Por lo tanto, como señalan estos autores, el contraste de Hall, que sólo tiene en cuenta la condición de Euler del consumo, no es un método de estimación eficiente, incluso aunque sean ciertos los supuestos de separabilidad, puesto que ignora la información contenida en la última de las condiciones citadas. El modelo es contrastado bajo el supuesto de inexistencia de

---

<sup>29</sup> La presencia de restricciones de liquidez afectaría a la primera de las condiciones de primer orden citadas, que es la que constituye la base para el contraste de Hall, mientras que el racionamiento de la oferta de trabajo afectaría a la segunda. La tercera condición, la sustitución intratemporal entre consumo y ocio, se alteraría en la medida en que se viesen afectadas las otras dos.

restricciones o racionamientos de cualquier tipo, con resultados contrarios al modelo. Aunque la hipótesis de separabilidad no puede ser rechazada, la evidencia dista mucho de ser satisfactoria a la misma, con valores estimados de los parámetros de la función de utilidad altamente implausibles; por otra parte, los resultados no son favorables a las implicaciones de la optimización dinámica intertemporal, ni en ocio ni en consumo. Mankiw, Rotemberg y Summers consideran que estos resultados son plenamente consistentes con la existencia de impedimentos a dicha optimización intertemporal en cualquiera de los dos mercados implicados<sup>30</sup>. Eichenbaum, Hansen y Singleton (1988) extienden el análisis al caso en el cual la utilidad no es intertemporalmente separable, suponiendo que los servicios de ocio y consumo son función de sus niveles realizados en el pasado, confirmando los resultados de Mankiw, Rotemberg y Summers y rechazando claramente la hipótesis de la separabilidad intertemporal<sup>31</sup>.

#### 4.3.1.b.- Separabilidad entre el consumo de bienes duraderos y el de no duraderos.

Bernanke (1985) plantea un modelo en el que la función de utilidad es no separable entre el consumo de bienes no duraderos y el flujo de servicios de bienes duraderos en el que existen costes de ajuste cuadráticos en el ajuste de los stocks de este último tipo de bienes, y en dónde se supone que el tipo de interés y el precio relativo de éstos son constantes. En estas condiciones, el consumo óptimo de bienes no duraderos se determinará en función del comportamiento del consumo de bienes duraderos, que evolucionará lentamente en el tiempo debido a la presencia de costes de ajuste. En el óptimo, el individuo deberá estar indiferente entre incrementar su stock de bienes duraderos y retrasar dicho incremento al futuro para, con el ahorro generado, hacer crecer en el presente su consumo de bienes no duraderos, con

---

<sup>30</sup> King (1985) plantea un modelo de dos períodos que estudia la repercusión del racionamiento en el mercado de trabajo sobre el consumo individual. En dicho modelo, el sendero estocástico óptimo del consumo particulariza a distintos regímenes, dependiendo de la situación en que se encuentren los individuos en el mercado de trabajo, a partir de la agregación de los cuales se obtiene una ecuación de Euler para toda la economía, aunque intratable empíricamente. Koskela y Virén (1985) realizan un contraste de exclusión de la variación de las horas trabajadas semanalmente, considerada una buena proxy de la innovación en el empleo. El contraste descansa en el supuesto de que dicha innovación no debería aparecer significativa si el racionamiento del mercado de trabajo no repercute en la evolución del consumo agregado. Los resultados indican claramente que éste no es el caso.

<sup>31</sup> Neusser (1990) estima un modelo similar al de Eichenbaum, Hansen y Singleton (1988), encontrando evidencia de no separabilidad intertemporal, debida, fundamentalmente, a un fenómeno de durabilidad más que de formación de los hábitos de consumo. Por otra parte, estos autores no encuentran evidencia de exceso de sensibilidad a la renta.

lo que la evidencia del exceso de sensibilidad a la renta podría estar reflejando en realidad la existencia de no separabilidad y costes de ajuste en el consumo de bienes duraderos. El contraste empírico del modelo permite concluir a Bernanke que dichos costes de ajuste son importantes, y que no existe evidencia de interrelaciones en la evolución del consumo de ambos tipos de bienes, que, por lo demás, presentan exceso de sensibilidad a la renta, siendo robusto este resultado a la relajación de los supuestos de constancia del tipo de interés y el precio relativo de los bienes duraderos. Todo ello lleva a este autor a confirmar el rechazo del modelo de la renta permanente.

Chah, Ramey y Starr (1991) analizan la repercusión de las restricciones de liquidez en la financiación del consumo de bienes duraderos en un modelo en el que la función de utilidad se supone no separable entre ambas categorías de bienes. Estos autores demuestran que, con estos supuestos, un incremento esperado en la renta generará, cuando los gastos en bienes duraderos no se puedan financiar, el diferimiento de la renovación de los stocks, reduciendo el consumo de este tipo de bienes al tiempo que crece el consumo de bienes no duraderos. En el caso de que aquéllos se puedan financiar, la expectativa de un incremento en la renta se traducirá en incrementos de los stocks, y por lo tanto del consumo de bienes duraderos, al tiempo que el de no duraderos se verá afectado al reducirse la renta disponible individual por el pago de la financiación externa. De esta forma, el modelo implica que la variación del consumo no duradero es previsible a partir de las alteraciones previas en el consumo de bienes duraderos y no duraderos, en contra de la implicación de impredecibilidad del modelo de Hall. Por otra parte, estos autores señalan que las hipótesis de existencia de restricciones de liquidez y de costes de ajuste en el consumo de bienes duraderos son diferentes, puesto que la segunda es incapaz de generar la predictibilidad del gasto en bienes no duraderos que se deduce de la primera, aunque no ocurre así con la predictibilidad del gasto en bienes duraderos. Estas implicaciones son contrastadas mediante técnicas de cointegración, con resultados favorables para la hipótesis de la presencia de las restricciones de liquidez en el consumo de duraderos, verificándose, además, que los gastos en bienes de consumo duraderos son financiados en una proporción elevada.

#### 4.3.1.c.- La agregación temporal y la separabilidad intertemporal.

Ermini (1988), recogiendo una preocupación que ya estaba presente en la literatura previa, demuestra que la agregación temporal puede ser un problema lo bastante grave como para sesgar de forma definitiva el contraste de Hall en contra del modelo. La agregación temporal se produce cuando la periodicidad de los datos disponibles no coincide con el período relevante para la toma de decisiones de los agentes económicos. Ermini comprueba que, cuando se tiene en cuenta este problema, el resultado del contraste es favorable al modelo, encontrando evidencia de que el período relevante para la toma de decisiones de los agentes es, aproximadamente, un mes. Christiano, Eichenbaum y Marshall (1991) consideran las modificaciones que introduce en el modelo de la renta permanente el supuesto de que los agentes toman sus decisiones en tiempo continuo. Esta versión del modelo es aceptada por los datos de periodicidad trimestral, concluyendo que el rechazo del modelo es consecuencia de la agregación temporal en las modelizaciones que, como el modelo de Hall, consideran que los agentes toman sus decisiones en tiempo discreto. Sin embargo, Ermini (1989) demuestra que el cumplimiento del modelo exigiría que el intervalo de las decisiones individuales fuera superior al mes, dado el distinto signo que presentan los coeficientes de autocorrelación de las series mensuales y trimestrales de consumo, lo que niega validez a la aproximación de tiempo continuo de Christiano, Eichenbaum y Marshall. Heaton (1993) insiste en el argumento de Ermini (1989) y presenta un modelo que incorpora tanto durabilidad como persistencia de los hábitos de consumo, en el cual el primer factor es el más importante cuando las observaciones están próximas, mientras que el segundo adquiere importancia cuando las observaciones se van espaciando en el tiempo, lo que permite explicar los distintos signos de autocorrelación de las series de consumo<sup>32</sup>. Por otra parte, Caballero (1993) propone un modelo en el cual existe un coste fijo de transacción asociado a la alteración del stock de bienes duraderos, analizando las condiciones de agregación que pueden reproducir un comportamiento disconforme con el modelo de la renta permanente, y considerando que en cada momento del tiempo existen individuos que desean acrecentar sus stocks de este tipo de bienes y otros que desean hacer justo lo contrario. Por medio de

---

<sup>32</sup> La no separabilidad temporal, generada por la durabilidad de los bienes y/o la persistencia de los hábitos en el consumo, está siendo recientemente objeto de atención por la literatura sobre el CAPM y el Equity Premium Puzzle. Véase Constantinides (1990), Ferson y Constantinides (1991) y Braun, Constantinides y Ferson (1992).

un completo análisis empírico, Caballero demuestra que el modelo permite explicar el comportamiento de las series temporales de gasto en bienes duraderos para el caso norteamericano.

#### 4.3.2.- ¿Exceso de sensibilidad o exceso de suavidad?

El debate sobre el consumo agregado experimentó un notable revulsivo en el segundo lustro de los años 80 como consecuencia, fundamentalmente, de las aportaciones de Mankiw y Shapiro (1985), Campbell (1987) y Deaton (1987). El argumento básico en todos estos trabajos es que la evidencia disponible de exceso de sensibilidad a la renta depende, de forma crucial, de las características que los contrastes suponen que presenta el proceso estocástico de la misma. Este punto es puesto de relieve por primera vez por Mankiw y Shapiro (1985), que demuestran que el supuesto de que la renta sigue un proceso estacionario alrededor de una tendencia determinística sesga los resultados de los contrastes en contra del modelo en el caso de que la renta se comporte como un paseo aleatorio, con una raíz unitaria. Cuando la renta evoluciona como un paseo aleatorio, renta permanente y renta corriente son indistinguibles para los individuos que, si se comportan de acuerdo con los postulados del modelo, igualarán consumo y renta corrientes, con lo cual los contrastes tradicionales llevarían al economista a observar siempre exceso de sensibilidad. Estos autores utilizan las técnicas de cointegración para demostrar que la renta USA se comporta, efectivamente, como un paseo aleatorio con tendencia, y evalúan, mediante técnicas de Monte Carlo, el sesgo en los contrastes de exclusión del modelo, encontrando que es lo suficientemente elevado como para cuestionar la evidencia previa contraria al mismo. Sin embargo, Stock y West (1988) señalan que los resultados de Hall (1978) son asintóticamente válidos, puesto que es posible deducir los coeficientes de la renta en dicho contraste como variables estacionarias de media cero, lo que no ocurre con el contraste de Flavin (1981).

Deaton (1987) pone de manifiesto que la modelización de la renta como un proceso estacionario en primeras diferencias tiene como resultado que las revisiones de la renta permanente por parte de los individuos son mayores que las innovaciones en la renta corriente que las han originado. Por lo tanto, de acuerdo con el modelo, y dado que las alteraciones del consumo dependen de las revisiones de la renta permanente, ello implica que

éste debería mostrarse en la evidencia empírica mucho más volátil y sensible a los cambios de la renta de lo que efectivamente se muestra. De esta forma, el debate sobre el exceso de sensibilidad del consumo se transforma en un debate sobre el exceso de suavidad del mismo (excess smoothness), una vez que se tienen en cuenta procesos estocásticos más realistas para la renta.

Christiano (1987) presenta un modelo en el que la escasa variabilidad del tipo de interés, bajo el supuesto de que la renta sigue un proceso autocorrelado en primeras diferencias, genera exceso de suavidad del consumo. El modelo distingue entre efectos renta y efectos sustitución de las perturbaciones de la renta sobre éste. Ante una perturbación positiva en la renta, supuesta generada por un incremento permanente positivo de la productividad marginal, el efecto renta induce a los individuos a consumir más, dadas las expectativas de mayores ingresos futuros, mientras que el efecto sustitución actúa en sentido contrario, ante el mayor rendimiento esperado del ahorro. El resultado neto de ambos efectos es un comportamiento del consumo agregado muy similar a lo que muestra la evidencia empírica disponible, como comprueba Christiano mediante un ejercicio de simulación. Por otra parte, Campbell (1987) reinterpreta la función de consumo que se deduce del modelo de la renta permanente (véase la expresión (4)), expresando el ahorro en función de las expectativas futuras de ingreso:

$$S_t = - \sum_{i=1}^{\infty} \left[ \frac{1}{(1+r)} \right]^i E_t \Delta Y_{t+i} \quad (13)$$

lo que muestra que ahorro y valor presente descontado de la renta futura estarán cointegradas. Suponiendo que los ingresos salariales son estacionarios en primeras diferencias, y usando las técnicas de cointegración, Campbell elabora un contraste para el modelo a partir de un vector autorregresivo que incluye el ahorro y el cambio en la renta laboral. Si el modelo de la renta permanente se cumple, el ahorro será un predictor óptimo del valor presente descontado de las disminuciones futuras en la renta ("people save for a rainy day"), dado el conjunto de información de los agentes. Campbell contrasta esta implicación del modelo tanto formalmente como informalmente, comparando la evolución histórica del ahorro con las predicciones de dicho vector, con resultados positivos para el modelo, ya que el ahorro se revela como un buen predictor de la evolución futura de la

renta. Sin embargo, Campbell y Deaton (1989), aplicando el mismo contraste, obtienen resultados radicalmente contrarios al modelo de la renta permanente, puesto que el consumo se revela como insuficientemente variable a las innovaciones en la renta; adicionalmente, dado que este resultado puede depender del vector autorregresivo considerado en la predicción del ahorro, construyen un test no paramétrico del modelo, cuya aplicación confirma los resultados previos. Por otra parte, estos autores señalan que los fenómenos de exceso de suavidad y de exceso de sensibilidad a la renta son plenamente compatibles, pues el primero se refiere a la reacción del consumo a los cambios no anticipados en la renta y el segundo se refiere a la reacción a los cambios anticipados. West (1988) señala que, bajo la hipótesis de que la renta presenta una raíz unitaria, la insensibilidad del consumo a la renta puede aparecer si los individuos utilizan variables adicionales a esta para formar sus expectativas, dado que, en este caso, las varianzas de la renta y del consumo no tendrán por qué coincidir. Obsérvese que Christiano (1987), ya citado, puede considerarse la particularización de esta hipótesis al caso del tipo de interés.

Flavin (1988) sostiene que el problema de la información omitida, de acuerdo con la hipótesis de West (1988), es irrelevante a efectos empíricos cuando la hipótesis nula del contraste de exceso de sensibilidad se mantiene, dado que los tests estadísticos seguirán siendo válidos aún cuando el econométra no tenga en cuenta todas las variables consideradas por los agentes en la formación de sus expectativas. Flavin critica los trabajos de West (1988) y Campbell y Deaton (1989), considerando que no son más que una nueva versión del contraste de Hall, en cuyo caso la hipótesis alternativa es la del exceso de sensibilidad del consumo a la renta. Flavin demuestra que si se tiene en cuenta el problema de la información omitida, el consumo será excesivamente insensible a la renta cuando el proceso estocástico que gobierna ésta sea estacionario, y lo opuesto en el caso contrario. Sin embargo, si el proceso de renta no es univariante, la evidencia empírica del exceso de insensibilidad puede implicar tanto que la propensión marginal a consumir del componente transitorio de la renta es distinto de cero, como que se verifica un problema de información omitida<sup>33</sup>.

---

<sup>33</sup> Evidencia adicional sobre este tema se puede encontrar en MacDonald y Speight (1989 y 1990) y Attfield, Demery y Duck (1990), con resultados no concluyentes para la economía británica, y en Cochrane (1990), para la economía USA. Diebold y Rudebusch (1991) suponen procesos para la renta fraccionalmente integrados, con resultados más favorables al modelo que en los trabajos previos. Attfield, Demery y Duck (1992) incorporan al

#### 4.3.3.- El papel de la incertidumbre.

Como ya hemos señalado anteriormente, a mediados de los años 80 la evidencia macroeconómica en contra del modelo llevó a la búsqueda de nuevas explicaciones del mismo. Estas nuevas explicaciones se centraron en uno de los aspectos menos atendidos en la literatura previa, el realismo del tratamiento de la incertidumbre en el modelo, y tienen en común la búsqueda de argumentos microeconómicos con la finalidad de alcanzar una modelización compatible con la evidencia empírica, poniendo el acento de forma especial en la forma y propiedades de la función de utilidad. Adicionalmente, se puede señalar que estos desarrollos, por su propia naturaleza, han redundado en la profusión de las técnicas de simulación, por contraposición al escaso uso de las mismas hasta ese momento. En este apartado se pretende examinar brevemente estas explicaciones, que se encuentran en este mismo momento en el centro del debate teórico y empírico.

Barsky, Mankiw y Zeldes (1986) presentan un ejemplo muy sencillo del tipo de resultados que la incertidumbre, por si misma considerada, puede generar en el análisis del consumo, no analizados hasta este momento a lo largo del debate. Estos autores señalan que la incertidumbre dará lugar a un incremento del volumen de ahorro de los individuos con la finalidad de cubrir posibles contingencias futuras, es decir a una demanda de ahorro por el motivo precaución<sup>34</sup>. Como estos autores señalan, un recorte fiscal compensado por un incremento futuro de los impuestos, cuando el sistema fiscal es progresivo, no tiene por qué tener un efecto nulo sobre el consumo, tal y como postula la Teoría de la Equivalencia Ricardiana<sup>35</sup>. Dicho efecto será positivo siempre que, suponiendo que la función de utilidad

---

modelo costes de ajuste en el consumo, así como distintos mecanismos para la realización del ajuste. Los resultados empíricos que obtienen para las economías norteamericana y británica, con datos trimestrales, indican que el ajuste del consumo abarca un período de alrededor de un año.

<sup>34</sup> El motivo precaución en la determinación del ahorro ya había sido estudiada durante los años 60, aunque con modelos muy simples; véase, Leland (1968), Sandmo (1970) y Drèze y Modigliani (1972). Debemos destacar también en este terreno el trabajo de Davies (1981), en el que se considera la repercusión de la incertidumbre sobre la tasa de ahorro de la fracción de la población de mayor edad, mediante técnicas de simulación. Este trabajo se puede considerar un claro antecedente, sino el precursor, de los dedicados a este tema y citados en el texto.

<sup>35</sup> Hubbard y Judd (1986) verifican que la Equivalencia Ricardiana no tiene por qué sostenerse en el caso de que existan restricciones de liquidez en la economía, realizando un exhaustivo análisis de los mecanismos a través de los cuales las alteraciones fiscales transitorias pueden repercutir en la propensión marginal al consumo. Sin embargo, no realizan un tratamiento adecuado de la incertidumbre, cuya repercusión no consideran más que marginalmente

es aditivamente separable, su derivada tercera sea positiva, o lo que es lo mismo, la utilidad marginal sea convexa. La intuición detrás de este resultado es que el recorte fiscal compensado en el futuro supone una ganancia cierta en el momento presente, frente a una mayor factura fiscal futura incierta, por lo que los individuos decidirán reducir su volumen de ahorro e incrementar su consumo presente<sup>36</sup>. Después de comprobar que la evidencia disponible en los estudios previos sobre consumo apoya su argumento, estos autores verifican, a través de técnicas de simulación, que el consumo exhibirá un mayor exceso de sensibilidad a la renta cuando se supone que la utilidad marginal es convexa que cuando no es así<sup>37</sup>. Adicionalmente, el efecto en el consumo será tanto mayor cuanto más lejana sea la fecha de la "compensación fiscal". Kimball y Mankiw (1989) analizan la respuesta del consumo a la instrumentación temporal de los impuestos que recae sobre la renta laboral, extendiendo el análisis de Barsky, Mankiw y Zeldes (1986) a procesos de renta más realistas. Los supuestos de que los individuos tienen vidas infinitas y de que la oferta de trabajo es inelástica reducen los efectos distorsionadores de los impuestos en la economía; el único efecto de los mismos, en estas condiciones, es la reducción en la incertidumbre al asegurar un nivel mínimo de ingresos futuro. Bajo el supuesto de que los individuos se enfrentan a distintos grados de variabilidad de sus rentas, las alteraciones en la instrumentación temporal de los impuestos da lugar a comportamientos del consumo agregado acordes con la evidencia de exceso de sensibilidad a la renta<sup>38</sup>.

Skinner (1988) extiende el análisis realizado al caso en el cual existe incertidumbre en la evolución futura del tipo de interés, y no sólo en la evolución de la renta. La

---

como un factor que pueda mediatizar los efectos de las restricciones de liquidez.

<sup>36</sup> Este razonamiento descansa en el supuesto de la inexistencia de mercados contingentes que permitieran a los individuos eliminar el riesgo.

<sup>37</sup> Nótese que la función de utilidad cuadrática, originariamente considerada por Hall (1978), carece de esta propiedad.

<sup>38</sup> Otros estudios recientes sobre el papel de la incertidumbre en el consumo agregado son Hubbard y Judd (1987), Hey y Dardanoni (1988), Dardanoni (1991), Hansen e Imrohoroglu (1992) y Guiso, Jappelly y Terlizzese (1992). A principios de los años 90, Kimball lleva a cabo toda una serie de desarrollos teóricos en relación a este tema. Kimball (1990a) propone una medida del efecto de la incertidumbre en la utilidad marginal esperada del consumidor, que denomina "prudencia", similar al coeficiente de aversión al riesgo, que, como se sabe, mide el efecto de la incertidumbre en la utilidad total esperada. Desarrollos adicionales se pueden encontrar en Blanchard y Mankiw (1988), Kimball (1990b, 1991 y 1993) y Kimball y Weil (1992).

aproximación de una expresión para el consumo óptimo, a través de la resolución de expansiones de Taylor de segundo orden de las condiciones de Euler de la optimización intertemporal permite obtener la repercusión de la incertidumbre sobre aquél. A partir de una función de utilidad CRRA, y con una serie de supuestos sobre las distribuciones estocásticas de los tipos de interés y la renta, Skinner llega a la siguiente expresión para la condición de Euler:

$$\ln C_{t+1} - \ln C_t = \theta[\bar{r} - \delta + v_t] + \varepsilon_{t+1} \quad (14)$$

en dónde  $\bar{r}$  es la parte determinística del tipo de interés y  $v_t$  mide el efecto de la incertidumbre en la evolución del consumo, que será positivo o negativo dependiendo de las varianzas de los procesos de la renta y del tipo de interés, y de la covarianza entre ambas<sup>39</sup>. A partir de esta expresión, Skinner simula la evolución del consumo óptimo con la edad, imponiendo distintos valores de los parámetros de interés y considerando distintos procesos estocásticos para la renta. Los resultados indican que la importancia del ahorro por el motivo precaución depende crucialmente de la estructura de la incertidumbre en las ganancias, aunque la evidencia empírica que proporciona el Consumer Expenditure Survey, CEX, parece negar esta conclusión. De forma similar a Skinner, Zeldes (1989b) examina, a partir del modelo de Hall, cómo se altera el nivel de consumo óptimo cuando la función de utilidad no verifica la equivalencia cierta, suponiendo que es del tipo CRRA estándar. Ante la imposibilidad de obtener soluciones de forma reducida para el nivel óptimo de consumo, Zeldes utiliza técnicas de simulación basadas en la programación dinámica estocástica obteniendo que individuos con dichas funciones de utilidad exhibirán exceso de sensibilidad a la renta transitoria, al mismo tiempo que niveles elevados de ahorro y altas tasas esperadas de crecimiento del consumo, en relación a los postulados de la teoría de la renta permanente, incluso en ausencia de restricciones de liquidez<sup>40</sup>. Caballero (1990 y 1991) extiende el análisis a las funciones de utilidad del tipo CARA -con aversión absoluta al riesgo constante-,

---

<sup>39</sup> Nótese que deberá ser positivo para que exista ahorro por el motivo precaución. Kuehlwein (1991) lleva a cabo un contraste de la presencia del ahorro precautivo basado en la estimación de dicho término  $v_t$  a partir de datos microeconómicos, encontrando que la mayor incertidumbre en el ingreso está asociada a perfiles más planos del consumo.

<sup>40</sup> Zeldes señala que la introducción de la incertidumbre en el análisis puede explicar tres regularidades empíricas bien documentadas: el exceso de sensibilidad a la renta del consumo, el elevado crecimiento del mismo cuando el tipo de interés es bajo y las elevadas tasas de ahorro de la tercera edad.

con los mismos resultados en cuanto a la importancia del ahorro por el motivo precaución en la economía. Con respecto a la función CRRA, esta función de utilidad tiene los inconvenientes de que permite valores negativos para el consumo y presenta una predisposición individual al riesgo constante con el volumen de riqueza, aunque tiene la ventaja de que permite obtener soluciones para el consumo óptimo mucho más fácilmente.

Deaton (1991) combina la demanda de ahorro por el motivo precaución con la existencia de restricciones de liquidez en un modelo en el que los individuos son impacientes, en el sentido de que  $\delta > r$ . El argumento de Deaton es que la imposibilidad de pedir prestado en momentos de rentas reducidas fuerza al ahorro a este tipo de individuos cuando éstas son elevadas, retomando, aunque de forma muy matizada, el análisis de Campbell (1987). Para ello, evalúa el consumo óptimo individual de este tipo de individuos ante distintos procesos estocásticos de la renta, teniendo en cuenta la evolución de la riqueza individual<sup>41</sup>. Deaton demuestra que las características del proceso estocástico de los ingresos son fundamentales en la determinación del comportamiento del consumo en la economía. Sin embargo, el modelo no permite reproducir el comportamiento del consumo agregado en USA cuando se tienen en cuenta procesos de la renta agregada que ajustan bien la evidencia empírica, pero sí cuando se ajustan procesos cuyas características están de acuerdo con la evidencia microeconómica disponible, teniendo en cuenta las condiciones de agregación.

Por el contrario, Carroll (1992), a partir de una función de utilidad isoelástica y una parametrización adecuada del proceso estocástico de la renta, concluye que los modelos de ahorro precautivo pueden explicar el exceso de sensibilidad en ausencia de restricciones de liquidez. Siguiendo a Deaton, también considera el caso de consumidores impacientes, señalando que en determinadas circunstancias los consumidores nunca pedirán prestado ante la incertidumbre sobre sus ingresos futuros. Por otra parte, Carroll señala que la aparición del término  $v_t$  en la expresión (14) implica que la renta pasada tiene poder predictivo en la evolución temporal del consumo. De esta forma, la hipótesis del ahorro precautivo reconcilia la evidencia empírica de exceso de sensibilidad a la renta con la evidencia microeconómica a favor del modelo de la renta permanente. Este trabajo ha originado un debate que enfrenta

---

<sup>41</sup> Una exposición detallada de este procedimiento de simulación, así como una aplicación del mismo, se puede encontrar en el Capítulo 5 de la presente tesis. De forma mucho más detallada en Deaton (1992), cap. 6.

la hipótesis de la presencia de ahorro precautivo en la economía frente a la hipótesis de la existencia de restricciones de liquidez como alternativas para explicar el comportamiento del consumo agregado<sup>42</sup>. Finalmente, Adda y Boucekkine (1993) extienden el análisis de Deaton al introducir en el consumo persistencia de los hábitos y durabilidad, encontrando que la primera genera un comportamiento más suave del consumo óptimo, al contrario de lo que ocurre con la segunda, lo que cuestiona los resultados de Deaton (1991), si bien el procedimiento de simulación que se emplea en este trabajo es diferente<sup>43</sup>.

Por último, Cochrane (1989) se pregunta por la pérdida de utilidad de un consumidor que determina su consumo en función de su renta corriente en lugar de en función de su renta permanente, demostrando que las desviaciones del plan óptimo de consumo intertemporal que satisfagan la restricción presupuestaria, los comportamientos "cuasi-rationales", tienen consecuencias de segundo orden sobre la utilidad individual, y que existen planes de consumo subóptimos para los que el ratio de las pérdidas de utilidad en relación a dicha desviación puede hacerse tan pequeño como se desee. Adicionalmente, demuestra que, en las condiciones de la mayor parte de los contrastes del modelo de Hall, las pérdidas de utilidad debidas a comportamientos miópicos son despreciables, lo que cuestiona la validez de dichos contrastes y cuestiona la interpretación de sus resultados como contrarios al modelo. Caballero (1992) extiende el análisis de Cochrane combinando comportamientos microeconómicos cuasi-rationales con incertidumbre idiosincrásica no diversificable, en un modelo de agente no representativo que explica el exceso de suavidad del consumo a la renta.

---

<sup>42</sup> Una estupenda ilustración de este debate se encuentra en Deaton (1992).

<sup>43</sup> Attanasio, Banks, Meghir y Weber (1993) y Hubbard, Skinner y Zeldes (1993) extienden el análisis de Deaton en varias direcciones. En el primer caso, se considera la repercusión de alteraciones de las variables demográficas en la evolución del consumo óptimo y se imponen los parámetros estimados de una ecuación de Euler a partir de datos de pseudo-panel. En el segundo, se incorpora la incertidumbre en la duración de la vida y en cuanto al monto de los gastos por enfermedad, a partir de estimaciones con datos microeconómicos, así como el papel que los programas de subvenciones públicas pueden tener en la reducción de la incertidumbre de las economías domésticas, y por tanto en el ahorro y el consumo de las mismas. Otros trabajos también destacables en esta línea son Banks, Blundell y Preston (1993) y Banks (1993).

#### 4.3.4.- Los problemas de agregación.

En los años noventa surgen una batería de nuevas explicaciones, cuya característica dominante es la insistencia en los problemas de agregación en los contrastes del modelo, y que, en cierto sentido, suponen un retorno a los fundamentos teóricos de las formulaciones de la renta permanente y el consumo de ciclo vital. Gali (1990) presenta un modelo de generaciones solapadas en el que los individuos tienen vidas finitas y se enfrentan a una tendencia decreciente de su oferta laboral. Este modelo genera tendencias crecientes del consumo, la renta laboral y la riqueza no humana, implica que el consumo es previsible y genera exceso de suavidad del mismo a la renta, aunque con algunos problemas en el terreno empírico. Clarida (1991), en una línea similar, demuestra que un modelo agregado de ciclo de vida, bajo supuestos demográficos plausibles, genera una varianza del consumo ante shocks permanentes en la renta mucho menor que lo postulado por un modelo de agente representativo, explicando, por tanto, la evidencia de exceso de suavidad. En este modelo, la propensión marginal a consumir de una alteración permanente de la renta será diferente según que los individuos estén más o menos próximos a la fecha de su jubilación, destacando la relevancia de los problemas de agregación. Quah (1990) resuelve la paradoja de Deaton al considerar la descomposición de la renta en sus componentes transitorio y permanente, suponiendo que estos conservan las propiedades del proceso estocástico de la renta total. A partir de dicha descomposición, Quah demuestra que, si los agentes distinguen ambos componentes, respondiendo a los mismos de forma diferenciada, tal y como establece el modelo, la teoría de la renta permanente con expectativas racionales predice el exceso de suavidad observado. Su argumento descansa en la idea de que los agentes tienen mucha más información que los econometras, que acabarán realizando inferencias incorrectas. Adicionalmente, Quah señala que las propiedades del proceso estocástico de la renta, tan relevante en el debate sobre el exceso de suavidad, no tienen implicaciones para las predicciones teóricas del modelo, en el que lo relevante es la importancia relativa de ambos componentes del ingreso. Gali (1990) propone un nuevo método de estimación de las varianzas del consumo y la renta basado en la restricción presupuestaria intertemporal que no requiere imponer restricciones sobre dicho proceso estocástico. En ese sentido, este contraste elude las objeciones de Quah y es robusto ante los fallos del modelo más importantes, lo que constituye sus ventajas más relevantes frente a los contrastes previos. Los

resultados de la aplicación del mismo para la economía USA indican que la variabilidad del consumo es alrededor de un 20% inferior a la predicción de la misma que permite el modelo de la renta permanente.

La última explicación para el comportamiento del consumo agregado se basa en los problemas de información que aparecen en la agregación del modelo. Goodfriend (1992) señala la relevancia de este tipo de problemas para los modelos de expectativas racionales de agente representativo. En la formación de las expectativas sobre la renta, los individuos deben procesar información que tiene componentes agregados y particulares, caracterizándose los primeros por el retraso en su percepción. Por lo tanto, existirá una respuesta diferenciada de los individuos a estos componentes, que genera un sesgo por agregación de la información en el modelo de Hall, cuyas implicaciones sólo se mantienen para aquellas informaciones agregadas que se conozcan sin retrasos. Goodfriend examina dicho sesgo en los contrastes de Hall y Flavin, encontrando que es lo suficientemente elevado para cuestionar sus resultados. Pischke (1990) considera un modelo en el que los individuos ignoran la información agregada en sus decisiones de consumo, que se toman sólo en base a los componentes individuales de la información; este modelo es capaz de explicar el exceso de suavidad del consumo, dada la relativamente escasa respuesta de los consumidores a las alteraciones de la renta agregada.

## 5.- LA EVIDENCIA MICROECONOMICA.

El rechazo del modelo de la renta permanente con expectativas racionales con datos agregados incentivo, desde una fecha muy temprana, el contraste del mismo con datos microeconómicos para comprobar si dicho rechazo era debido a los problemas de agregación. En principio, el hecho de que el modelo de Hall fuese un modelo de agente representativo con unos supuestos muy restrictivos, sugería que, muy probablemente, este rechazo no se verificaría cuando se utilizasen datos individuales, dado el mayor control que permiten sobre las variables relevantes en el contraste y, de forma especial, sobre la situación del mercado de trabajo del individuo, la fuente y el nivel de sus ingresos y el agregado de consumo. Sin embargo, una mirada retrospectiva indica que, a pesar de que el modelo ha tenido una singladura mucho más afortunada en los contrastes con dato individual, la evidencia

acumulada sobre este tipo de datos es cuando menos, mixta. En el presente apartado revisaremos la evidencia proveniente de dos tipos de datos individuales, el dato de panel y el dato de cohorte o pseudo-panel. Adicionalmente, examinaremos también algunos trabajos que se han realizado con datos cross-section.

### 5.1.- Evidencia en estudios con datos de panel<sup>44</sup>.

El primer trabajo que presenta un contraste del modelo con datos de panel es Hall y Mishkin (1982). Suponiendo que el tipo de interés es constante e igual a la tasa de preferencia temporal, estos autores parten de una descomposición de la renta en tres componentes: una tendencia determinística individual, un proceso estocástico no estacionario para la parte permanente del ingreso y un proceso estacionario para la fracción transitoria. Hall y Mishkin suponen que los individuos son capaces de distinguir estos tres componentes. A partir de una función de utilidad cuadrática, estos autores contrastan la predicción del modelo de que el consumo debería incrementarse en una proporción uno a uno del incremento de la renta permanente, y en una proporción inferior de las alteraciones en el componente transitorio de la renta, siempre que los tipos de interés sean lo bastante elevados. El modelo se estima con datos del Panel Study of Income Dynamics, en adelante PSID, mediante procedimientos de máxima verosimilitud<sup>45</sup>. Los resultados indican una respuesta superior del consumo al componente permanente de la renta que al componente transitorio, aunque ésta última solamente sería compatible con el modelo con tipos de interés superiores al 20%. A continuación, Hall y Mishkin incorporan en el modelo una fracción de consumidores que consumen directamente su renta corriente en cada período, encontrando que este comportamiento es verificado por alrededor del 20% de la población total. Hall y Mishkin concluyen, por tanto, que el modelo permite explicar la mayor parte del consumo agregado, achacando la fracción no explicada a problemas en la distinción de los componentes de la renta, más que a la existencia de restricciones de liquidez o a no separabilidades en la función de utilidad. Shapiro (1984) individualiza el tipo de interés

---

<sup>44</sup> Este apartado sigue, en sus líneas generales, las excelentes revisiones de Robin (1992) y Deaton (1992), a los cuales se remite al lector interesado para un mayor detalle de las cuestiones tratadas.

<sup>45</sup> Debe tenerse en cuenta que la variable dependiente en todos los estudios referidos en el texto que emplean este panel de datos es el gasto en alimentos, bebidas y tabaco, debido a las limitaciones del mismo en este terreno.



mediante la consideración de diferencias en la tasa marginal impositiva bajo un esquema de progresividad fiscal. A partir de una especificación en la que se supone que una función de utilidad CRRA, Shapiro realiza un contraste de exclusión del modelo con los datos del PSID, cuyos resultados son contrarios para el modelo, obteniendo un valor estimado de la elasticidad de sustitución intertemporal en torno a 2.

Bernanke (1984) contrasta el modelo para el consumo de bienes duraderos a partir de un panel de datos con información sobre la renta y los gastos en automóviles. Bernanke supone que la tasa de depreciación es constante, que los stocks se ajustan lentamente y que existe una relación de proporcionalidad entre los servicios de consumo generados y el nivel de aquéllos. Los resultados empíricos no muestran evidencia de exceso de sensibilidad a la renta en el consumo de este tipo de bienes, verificando, además, que este resultado es robusto a la separación de la muestra en función de las tenencias de activos financieros. Los dos restantes trabajos sobre el consumo de bienes duraderos son Hayashi (1985a) y Lam (1991). El primero emplea un panel japonés de datos que incluye información sobre las respuestas de los individuos encuestados en torno a la evolución del consumo y la renta en el futuro. De esta forma, a partir de una generalización del modelo de Mankiw (1982), ya examinado, suponiendo que la tasa de preferencia temporal es igual al tipo de interés y que la función de utilidad es cuadrática, Hayashi considera una amplia desagregación del gasto en consumo, permitiendo distintos grados de durabilidad de los bienes, que pueden ser estimados directamente, y cambios en las preferencias de las economías domésticas. Hayashi incorpora también la existencia de un grupo de la población que consume directamente su renta corriente, y deriva expresiones para las covarianzas teóricas entre los cambios esperados en el consumo y los cambios esperados e inesperados en la renta. Hayashi estima estas covarianzas, restringiendo la muestra a los trabajadores por cuenta ajena, para reducir al máximo el error de medida en la renta. Los resultados indican que todos los gastos en consumo, excepto alimentación, presentan un grado mayor o menor de durabilidad, con una fracción del 15% del gasto que evoluciona con la renta corriente. Lam (1991) emplea el mismo panel de datos que Bernanke y plantea un modelo en el que las economías domésticas ajustan sus stocks de automoviles de forma discontinua y en respuesta a incrementos elevados de renta, en un análisis, por lo demás, muy similar al de aquél y al de Hall y Mishkin. El modelo considera que el ajuste del stock de automóviles sólo se produce en el momento en

el que se alcanza una determinada diferencia umbral del stock deseado con respecto al efectivo. Lam encuentra evidencia de que el valor de dicha diferencia, i.e. del grado de depreciación de los stocks tolerable por las economías domésticas, es variable para distintos grupos de población de una forma que indica la presencia de restricciones de liquidez; por otra parte, existe una asimetría en la velocidad del ajuste en relación a si éste se realiza al alza o a la baja, lo que lleva a Lam a considerar que existen serios problemas para la reventa de los stocks gastados.

Altonji y Siow (1987) señalan que los resultados de los trabajos de Hall y Mishkin (1982), Bernanke (1984) y Hayashi (1985) no son robustos a la presencia de error de medida en la renta. Teniendo en cuenta la presencia de sesgo por esta causa, instrumentando la renta por un conjunto de determinantes de la misma, Altonji y Siow realizan un contraste de exclusión de un conjunto de variables relacionadas con la renta y la riqueza de las economías domésticas y un contraste de exceso de sensibilidad a la renta, con resultados favorables al modelo. Sin embargo, estos autores indican la posibilidad de que sus contrastes no sean lo suficientemente potentes como para detectar pequeños fallos del modelo, como la existencia de restricciones de liquidez para una parte de la población.

Zeldes (1989a) contrasta el modelo contra la hipótesis alternativa de la existencia de restricciones de liquidez en el consumo. Zeldes parte del modelo de consumo intertemporal en presencia de restricciones de liquidez de Heller y Starr (1979) y Muellbauer (1983), en el cual éstas aparecen incorporadas en un multiplicador de Lagrange inobservable que altera la condición de Euler para el consumo. Si consideramos que  $\lambda_t$  es dicho multiplicador de Lagrange, la condición de primer orden para la asignación óptima del consumo en el tiempo (ecuación (1)) se verá alterada de la forma siguiente:

$$E_t U'(C_{t+1}) = \left[ \frac{(1+\delta)}{(1+r)} \right] U'(C_t) + \lambda_t \quad (16)$$

La intuición detrás de este resultado es que el efecto de las restricciones de liquidez, al impedir que el consumo alcance el valor que implica el modelo de la renta permanente, se traducen en la elevación (reducción) de la utilidad marginal en el presente (futuro) por encima (debajo) del valor implicado por el modelo, siempre que la utilidad marginal sea

convexa. A partir de este resultado, Zeldes verifica la existencia de restricciones de liquidez mediante la separación de la muestra del PSID en dos grupos en función de la presunción de que estén o no sometidos a restricciones de liquidez, realiza un contraste de exclusión de la renta para ambas muestras y utiliza los parámetros estimados de la muestra no restringida en liquidez para estimar el valor de  $\lambda$ , al imponerlos sobre la muestra restringida. Por último, verifica que el valor estimado de  $\lambda$  es positivo, como implica la teoría, así como la relación del mismo con distintas características demográficas de la muestra. Sus resultados indican el rechazo del modelo de Hall para una parte importante de la muestra y confirman un papel relevante de las restricciones de liquidez en el consumo<sup>46</sup>. Runkle (1991) realiza un ejercicio muy similar sobre el mismo panel de datos, aunque no estima el valor del multiplicador de Lagrange asociado a las restricciones de liquidez. Sus resultados son favorables al modelo de la renta permanente, empleando una técnica econométrica mucho más robusta que la de Zeldes y teniendo en cuenta la presencia de error de medida en el consumo. La contradicción en los resultados resulta especialmente llamativa por cuanto que se obtienen a partir de la misma fuente estadística y con criterios similares de separación de las muestras. Deaton (1992) analiza la contradicción entre estos resultados y concluye que son debidos a las distintas selecciones muestrales, mucho más amplia en el caso de Zeldes. Keane y Runkle (1992) argumentan que el tratamiento de los efectos individuales en el trabajo de Zeldes puede sesgar sus resultados en contra del modelo y realizan el mismo contraste que éste, aunque sobre una muestra diferente del PSID, sin encontrar evidencia de exceso de sensibilidad a la renta. Mork y Smith (1989) extienden el modelo de Hall y Mishkin al introducir los efectos en el consumo de las alteraciones de los precios relativos, analizando también distintos desfases en las innovaciones en la renta; los resultados, obtenidos con un panel noruego y considerando distintos agregados de gasto en consumo, son favorables al modelo. Finalmente, Lusardi (1991) realiza un contraste de exceso de sensibilidad tomando los datos de consumo del CEX y realizando una predicción de la renta a partir de los datos del PSID, con el objetivo de eliminar o reducir el sesgo por error de medida en la misma. Los resultados de este trabajo, que contrasta el modelo de la renta permanente frente a la

---

<sup>46</sup> Alessie, Melenberg y Weber (1988) proponen un método de contraste de las restricciones de liquidez con datos de panel a partir de un modelo en el que la función de utilidad no es intratemporalmente separable en ocio y consumo y existen restricciones de liquidez y racionamiento de la oferta de trabajo. Este método no requiere utilizar la riqueza como variable de selección muestral, eliminando el multiplicador de Lagrange de la ecuación de Euler, que puede ser estimada para la muestra total de individuos, estén o no restringidos en liquidez.

alternativa de que el consumo es directamente igual a la renta corriente, muestra que el consumo responde a las alteraciones predichas de la renta, lo que Lusardi toma como evidencia de la existencia de restricciones de liquidez. Adicionalmente, no existe evidencia de la existencia de no separabilidades entre consumo de bienes duraderos y no duraderos.

Otro de los posibles fallos del modelo que también se ha investigado con datos de panel ha sido la posibilidad de que se verifique ausencia de separabilidad en la función de utilidad. En este terreno hemos de señalar que esta cuestión ha sido especialmente tratada en los estudios con pseudo-paneles de datos, los cuales se examinarán más adelante. Dynarski y Sheffrin (1987) examinan la repercusión sobre el consumo de los cambios en la situación laboral de los individuos, y en concreto del tránsito entre la situación de ocupado y de desempleado, con lo que su análisis gira en torno a la cuestión de la separabilidad intratemporal entre ocio y consumo<sup>47</sup>. Estos autores señalan que el valor esperado del ingreso laboral será distinto para los trabajadores empleados y desempleados, dependiendo de la probabilidad de que el trabajador espere estar ocupado o desempleado en el futuro. A partir de la función de consumo del modelo de la renta permanente con expectativas racionales, estos autores evalúan la respuesta del consumo entre dos períodos sucesivos, obteniendo distintos regímenes para la variación del mismo en función de la situación en que los individuos se encuentren en cada uno de dichos períodos. El modelo se contrasta con los datos del PSID, separando las muestras en función de que los trabajadores sean operarios de cuello blanco o azul. Los resultados indican una mayor frecuencia del desempleo para los segundos, aunque con una menor duración media y una menor respuesta del consumo de este tipo de trabajadores a las situaciones de desempleo, aunque, en ambos casos, existe siempre una notable disminución del consumo a las mismas. Meghir y Weber (1993) proponen un nuevo método para contrastar la existencia de restricciones de liquidez que se basa en la estimación de las relaciones marginales de sustitución entre bienes. Las restricciones de liquidez no afectarán a éstas, supuesto que repercuten de igual forma sobre el consumo de todos los bienes implicados. La estrategia del contraste se basa entonces en la comparación

---

<sup>47</sup> En este terreno, existen unas claras conexiones con la literatura dedicada al análisis de las decisiones intertemporales de la oferta de trabajo con funciones de utilidad no separables. El examen de dicha literatura va más allá del objetivo del presente trabajo. En cualquier caso, el lector interesado puede consultar, sin ánimo de exhaustividad, MaCurdy (1981 y 1983), Hotz, Kydland y Sedlacek (1988) y Browning y Meghir (1991), así como la revisión que realizan Laisney, Pohlmeier y Staat (1992).

de los resultados de dichas estimaciones con las realizadas para las condiciones de Euler, que deberían evidenciar el mismo comportamiento de consumo, en el caso de no existir restricciones de liquidez, siendo posible, además, obtener información sobre las preferencias de las economías domésticas. La aplicación de esta estrategia de estimación a distintos bienes de consumo obtenidos del CEX es favorable a la existencia de restricciones de liquidez. Adicionalmente, los resultados son contrarios al supuesto de separabilidad intratemporal en las decisiones de ocio y consumo, aunque favorables a la existencia de separabilidad intertemporal.

## 5.2.- Evidencia en estudios con pseudo-paneles de datos.

La literatura de los datos de cohorte o pseudo-paneles se inicia con Deaton (1985) y Browning, Deaton e Irish (1985)<sup>48</sup>. Este último trabajo plantea las relaciones existentes entre la oferta de trabajo individual y la demanda de consumo a lo largo del ciclo de vida de las economías domésticas; el análisis parte de los desarrollos de Heckman (1974) y MaCurdy (1981), considerando que la utilidad marginal de la riqueza es constante a lo largo del ciclo vital del individuo y derivando funciones de demanda de Frisch; la utilidad marginal de la riqueza es considerada entonces como un efecto fijo individual inobservable en el análisis econométrico. La fuente estadística utilizada es el Family Expenditure Survey, en adelante FES. Los resultados empíricos obtenidos indican la existencia de diferencias en los determinantes a corto y a largo plazo de las horas trabajadas, con evidencia de un papel relevante de la renta a corto plazo en las funciones de consumo estimadas. Consumo y horas trabajadas se revelan como sustitutivos, en contradicción con las implicaciones del modelo de ciclo vital, aunque se mueven de forma paralela en el largo plazo, lo que puede ser explicado como resultado de alteraciones en la composición de la familia. Todos estos resultados llevan a estos autores a concluir que el modelo de ciclo vital es una explicación incompleta e insuficiente de la evidencia empírica, que parece confirmar la importancia de las repercusiones de los desequilibrios en los mercados de trabajo y crédito en el comportamiento a corto plazo de las variables mencionadas. Blundell, Browning y Meghir

---

<sup>48</sup> Esta metodología estadístico-econométrica se examina detalladamente más adelante. En este momento, se trata solamente de realizar una breve revisión de la evidencia a que ha dado lugar esta literatura en el tema del consumo, al cual se ha orientado de forma mayoritaria.

(1989) utilizan un enfoque alternativo a la eliminación de la utilidad marginal de la riqueza a través de la restricción presupuestaria. Suponiendo que la función de utilidad es intertemporalmente separable, estos autores estiman el modelo a partir de un pseudo-panel extraído del FES, con resultados que indican que la elasticidad de sustitución intertemporal difiere entre individuos en función de la situación laboral. Blundell, Meghir y Neves (1993) revisan estos resultados, considerando que la ecuación de Euler del consumo puede seguir siendo válida en presencia de racionamientos de la oferta de trabajo, siempre que esté condicionada por variables apropiadas del mercado de trabajo; los resultados confirman una mayor elasticidad de sustitución del consumo con respecto a la de la oferta de trabajo, especialmente para el caso de la oferta laboral femenina.

Un modelo muy similar al de Browning, Deaton e Irish (1985) es considerado en el trabajo de Browning (1987), que plantea un interesante contraste de la existencia de restricciones de liquidez que se basa en el examen de la repercusión en el consumo de tabaco y bebidas alcohólicas de las alteraciones en el tamaño familiar. Como señala Browning, el aumento de las economías domésticas cuando llegan los hijos implica necesariamente un aumento de las necesidades generales de las mismas, al mismo tiempo que una disminución transitoria de la renta. Sin embargo, el aumento en las necesidades no se produce por igual en todas las categorías de consumo y, en principio, el consumo de los bienes citados no debería alterarse por esta circunstancia si se cumple el modelo de la renta permanente con expectativas racionales. Sus resultados son favorables al modelo, aunque son criticables por los supuestos de separabilidad considerados, que son especialmente fuertes en el contexto de dichos bienes de consumo.

Attanasio y Weber (1992b) contrastan el modelo con un pseudo-panel extraído del CEX. En el contraste, la no separabilidad intratemporal entre ocio y consumo se tiene en cuenta condicionando este último a una serie de variables de oferta de trabajo, con el mismo enfoque de Blundell, Meghir y Neves (1993), sin que se haga depender explícitamente la función de utilidad del ocio, para evitar los problemas asociados a este tipo de modelizaciones. Por otra parte, el problema del error de medida en la renta se resuelve estimando por máxima verosimilitud la renta media para cohorte, postulando que la función de densidad de la distribución de dicha variable es una mezcla de dos distribuciones

lognormales. A partir de las rentas medias estimadas, Attanasio y Weber encuentran que el exceso de sensibilidad a la renta desaparece cuando se introducen en el análisis variables demográficas y de oferta de trabajo de las economías domésticas. Sin embargo. Como señala Deaton (1992), este resultado puede considerarse tanto favorable a la hipótesis del exceso de sensibilidad a la renta, como a la hipótesis de no separabilidad intratemporal entre consumo y ocio, sin que existan, en principio, razones para discriminar una frente a otra. Posteriormente, Attanasio y Browning (1993) llegan a las mismas conclusiones con un pseudo-panel para la economía británica extraído del FES, encontrando, adicionalmente, que la elasticidad de sustitución intertemporal depende positivamente del nivel de consumo, entre otras variables. Un análisis similar es realizado por Attanasio y Weber (1992c) en el estudio de los factores que explican la expansión del consumo británico durante el segundo lustro de los años 80; el trabajo intenta esclarecer si dicho incremento se produjo como consecuencia del incremento en el precio de la vivienda experimentado durante estos años, a través de efectos riqueza, o como consecuencia de una mejora en las expectativas de los individuos que redundo en un aumento de la renta permanente, con resultados no concluyentes a favor de ninguna de estas hipótesis. Attanasio (1993) investiga las razones del declive en el ahorro personal agregado en USA durante los años 80; debido a los problemas de error de medida en la renta, la medida del ahorro es muy discutible, por lo que el perfil del ahorro de ciclo vital es identificado a través de una estimación del perfil con la edad de las tenencias de activos financieros de las economías domésticas. La evidencia encontrada muestra que el comportamiento del ahorro agregado durante estos años viene explicado por el comportamiento de solamente algunas cohortes de población, concretamente de aquéllas que se encontraban en la fase de su ciclo vital en la cual el ahorro es más elevado.

Alessie, Devereux y Weber (1993) contrastan, con un pseudo-panel extraído del FES, la existencia de restricciones de liquidez en el consumo de bienes duraderos para el caso británico. A partir del modelo de Chah, Ramey y Starr (1991), ya citado, en el que se supone no separabilidad intratemporal en el consumo de bienes duraderos y no duraderos, estos autores aplican el contraste propuesto por Alessie, Melenberg y Weber (1988) para eliminar el multiplicador de Lagrange asociado a las restricciones de liquidez e introducir, en su lugar, el precio sombra asociado a las tenencias de bienes duraderos, la variable utilizada para discriminar las muestras. El análisis se corrige por el sesgo de selección

muestral generado al dejar fuera del análisis las economías domésticas sin vehículo, que es el bien duradero considerado en el análisis empírico. Existe evidencia de una mayor elasticidad, y por lo tanto volatilidad, del consumo de bienes duraderos que del consumo de bienes no duraderos, y de inexistencia de separabilidad de la utilidad entre ambos. Sin embargo, los resultados son contrarios a la presencia de restricciones de liquidez en el consumo de bienes duraderos, aunque Alessie et al. señalan la posibilidad de que la presencia de las mismas sólo pueda ser consistentemente detectada separando las muestras en base a la riqueza de las economías domésticas, y que el contraste empleado puede no ser robusto para discriminar entre los fallos del modelo debidos a la no separabilidad y a la presencia de restricciones de liquidez. Por último, Deaton y Paxson (1993) señalan que, bajo los supuestos habituales, el modelo de la renta permanente implica que la dispersión del consumo y la renta crecerá en el seno de una cohorte de población. Sin embargo, este resultado no es válido para contrastar el modelo a menos que la dispersión de las ganancias se mantenga estable, puesto que, en caso contrario, la dispersión entre consumo y renta no permite discriminar entre el modelo de la renta permanente y las hipótesis alternativas al mismo, por lo que Deaton y Paxson señalan que la anterior implicación no debe ser considerado como un nuevo contraste del modelo. El examen de la evidencia que proporcionan tres pseudo-paneles para los casos de Inglaterra, USA y Taiwan corroboran la dispersión entre consumo y renta creciente con la edad, aunque también la de las ganancias.

### 5.3.- Evidencia en estudios con datos cross-section.

King y Dicks-Mireaux (1982) estiman los perfiles de la riqueza con la edad para el caso canadiense en un estudio de sección transversal, controlando por la existencia de diferencias en la renta permanente de las economías domésticas y, adicionalmente, también por los sesgos de selección que hayan podido introducirse en el diseño muestral. Los resultados muestran un perfil de campana típico de la riqueza con la edad, de acuerdo con el modelo del ciclo de vida/renta permanente, aunque también confirman la menor tasa de desacumulación después del retiro con respecto a las predicciones del modelo. Adicionalmente, King y Dicks-Mireaux encuentran evidencia de la existencia de un comportamiento diferenciado en la muestra analizada: sólo el 50% de la población se comporta de acuerdo con el modelo, mientras que el resto presenta un comportamiento más

acorde con la teoría keynesiana del consumo. Hayashi (1985b) analiza los efectos de las restricciones de liquidez en el caso USA utilizando para ello la evidencia disponible de un sólo año (1962/3). La fuente estadística no contiene datos de consumo, pero si de renta y también de transacciones de activos realizadas por las economías domésticas. Hayashi divide la muestra en dos grupos, en función del su ahorro, suponiendo que los individuos de menor ahorro están sometidos a restricciones de liquidez, en un antecedente claro del contraste propuesto por Zeldes (1989a). Los resultados obtenidos de la estimación de una función de consumo en forma reducida confirman la presencia de restricciones de liquidez en el grupo de economías domésticas con bajos niveles de ahorro, indicando, adicionalmente, que estas son especialmente serias para las economías domésticas más jóvenes.

Japelli (1990) aplica un contraste similar a este último a partir de la evidencia de una sección transversal para la economía italiana en la cual existe información sobre la posición financiera de las economías domésticas, y donde, por tanto, es posible identificar a los individuos sometidos a restricciones de liquidez. De esta forma, se considera que una economía está restringida en liquidez si ha visto rechazada una solicitud de crédito a las instituciones financieras, o si responde que no lo solicitó por considerar que le iba a ser denegado. Japelli plantea un modelo en el que la probabilidad de que un individuo esté sujeto a restricciones de liquidez se hace depender de una serie de variables observables. Los resultados indican que aproximadamente el 20% de las economías domésticas italianas están sometidas a restricciones de liquidez, presentando una edad media inferior al resto de la población.

Japelli y Guiso (1991) verifican, a través de un modelo logit, que la probabilidad de recibir una transferencia intergeneracional por parte de un individuo restringido en liquidez está negativamente correlacionada con su renta corriente y positivamente con su renta esperada futura. El análisis empírico se realiza de nuevo para la economía italiana a través de una cross-section en la que es posible identificar los individuos restringidos en liquidez. Los resultados indican la existencia de una estrecha relación entre restricciones de liquidez y transferencias intergeneracionales; éstas operan en la economía relajando, por lo tanto, las

distorsiones generadas por las primeras, aunque no son capaces de eliminarlas totalmente<sup>49</sup>.

Mariger (1987) plantea un modelo en el que las restricciones de liquidez aparecen endogenamente, como consecuencia de que los individuos limitan el aumento de su consumo para evitar alcanzar niveles de endeudamiento excesivamente elevados. La restricción de liquidez opera, en este caso, como un límite mínimo inferior positivo para la riqueza no humana de las economías domésticas. Mariger demuestra que entonces el efecto de las restricciones de liquidez será particionar el plan óptimo de consumo en dos fases, antes y después del período en el cual éstas son efectivas. Por otra parte, el hecho de que una economía doméstica esté sometida a restricciones de liquidez no implica que su consumo deba superar, necesariamente, su renta corriente. El modelo resulta en una función de consumo estructural dependiente de la riqueza que se estima con la misma fuente estadística que en Hayashi (1985b), y cuyos resultados indican que aproximadamente el 20% de la población está sometido a restricciones de liquidez y que su consumo explica más del 15% del consumo total. Por otra parte, Mariger obtiene un efecto tres o cuatro veces mayor de las alteraciones fiscales transitorias con respecto al caso en el que las restricciones de liquidez no son operativas.

Carroll y Summers (1987) se preguntan por las razones que explican las diferentes evoluciones en las tasas de ahorro USA y canadiense durante los años 70 y 80. Su análisis no pretende establecer cuál es el modelo que ajusta mejor el comportamiento del ahorro, sino examinar qué factores estrechamente relacionados con el mismo pueden explicar tales diferencias. Carroll y Summers encuentran que éstas vienen explicadas, fundamentalmente, por los comparativamente más altos incentivos fiscales al ahorro y también mayores desincentivos fiscales a la compra mediante crédito de activos financieros en Canada. Adicionalmente, los comparativamente mayores déficits públicos canadienses parecen tener un papel en la explicación del fenómeno. Todo ello lleva a estos autores a concluir que la política fiscal tiene un papel en la alteración de las tasas de ahorro privado en la economía. En una línea muy similar, Carroll y Summers (1991) ha tenido una gran repercusión en la

---

<sup>49</sup> Posteriormente, Ando, Guiso y Terlizzese (1993) examinan la misma fuente estadística para contrastar la importancia de los legados en la acumulación de riqueza de las economías domésticas. Sus resultados indican que los contrastes sobre la presencia de legados pueden no ser potentes para discriminar frente a la hipótesis de que las transferencias intergeneracionales tienen como objetivo principal limitar los efectos de las restricciones de liquidez.

literatura sobre el consumo agregado. Estos autores señalan que las implicaciones del modelo de optimización intertemporal en consumo, tanto en su versión de renta permanente como en la de ciclo vital, es inconsistente con la evidencia internacional y de cross-section de renta y consumo. En ese sentido, Carroll y Summers verifican que el crecimiento del consumo en los países que históricamente han presentado unas mayores tasas de crecimiento en la renta ha sido más alto que en los países donde éstas han sido históricamente menores, contrariamente a las predicciones del modelo. Por otra parte, la evidencia de sección cruzada del CEX demuestra que existen diferencias notables en los perfiles de consumo y renta en función de la ocupación y la educación de las economías domésticas, verificándose un notable paralelismo en la evolución de ambas variables. Adicionalmente, no existe evidencia de que la tasa de ahorro crezca en los países donde se experimentan reducciones en la tasa esperada de crecimiento de la economía, así como tampoco existe evidencia de menores tasas de ahorro de los individuos con ocupaciones con mayores tasas esperadas de crecimiento en los ingresos. Finalmente, Carroll y Summers concluyen que la evidencia indica que existe un comportamiento claramente diferenciado entre los individuos que ahorran y el resto de la población, y que la conducta de un "ahorrador típico" no puede ser explicada por el modelo del ahorro por el motivo precaución, que si permite explicar el comportamiento de un "consumidor típico"<sup>50</sup>.

Cox (1990) investiga si existe alguna relación entre las transferencias intergeneracionales y las restricciones de liquidez, contrastando la hipótesis de que las transferencias intergeneracionales funcionan en la economía como un mecanismo para reducir los efectos de las restricciones de liquidez en el consumo, hasta el punto de que puedan considerarse como el principal motivo para que aquéllas se produzcan. El tipo de mecanismos implicados por esta hipótesis se introducen en el análisis a través de un modelo en el cual existen relaciones entre los individuos, considerando que la utilidad de una economía doméstica depende del bienestar de otros individuos, y donde las probabilidades de impago son conocidas. Los resultados permiten concluir que, efectivamente, las restricciones de liquidez tienen un papel en la orientación de las transferencias intergeneracionales en la

---

<sup>50</sup> El lector interesado puede consultar el trabajo de Suruga y Tachibanaki (1991), que estiman una función de ahorro de ciclo de vida para la economía japonesa con datos cross-section. Otros dos trabajos interesantes para economías muy concretas son Paxson (1993), sobre la economía tailandesa, y Rosenzweig y Wolpin (1993), sobre la economía de la India. Asimismo, puede consultarse Deaton (1992) sobre Costa de Marfil.

economía, puesto que la carencia de relaciones con individuos no restringidos en liquidez aumenta la probabilidad de estar efectivamente sujeto a dichas restricciones.

Guiso, Japelli y Terlizzese (1992) contrastan la existencia de ahorro por el motivo precaución a partir de una sección cruzada para la economía italiana en la que existe información relevante para determinar el efecto de la incertidumbre en el consumo. Suponiendo que el grado de persistencia en el proceso generador de la renta es idéntico para todas las economías domésticas y que la distribución de probabilidad de las ganancias de las mismas es invariable en el tiempo, se estima la varianza de las ganancias de las economías domésticas obtenida de esta información y se evalúa el efecto de la misma en el consumo y sobre la acumulación de riqueza de las economías domésticas. Los resultados confirman que la incertidumbre afecta al consumo reduciéndolo, aunque el volumen del ahorro por el motivo precaución es demasiado reducido para tener un efecto de consideración, explicando tan sólo el 2% de la riqueza neta de las economías domésticas.

Attanasio y Weber (1989 y 1992a) investigan la relación existente entre la elasticidad de sustitución intertemporal y el coeficiente de aversión al riesgo en el caso británico, a partir de una sola macrocohorte de población, con resultados no concluyentes<sup>51</sup>; sin embargo, dichos resultados indican la importancia de los problemas de agregación en la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo. Brugiavini y Weber (1992) emplean el contraste propuesto por Alessie, Melenberg y Weber (1988) a partir de un modelo en el que las restricciones de liquidez se producen en la financiación del gasto en bienes duraderos, aunque pueden también repercutir en el consumo de bienes no duraderos, al suponer no separabilidad en la función de utilidad entre éste y los stocks en aquéllos. El contraste se aplica a una sola cross-section para la economía italiana, separando muestras en función de las restricciones de liquidez (disponen de información sobre las condiciones de acceso al crédito de las economías domésticas) y en base a si el individuo posee o no un vehículo, corrigiendo los resultados por el sesgo de selección<sup>52</sup>. La estimación del precio sombra

---

<sup>51</sup> Estos trabajos se han incluido entre la literatura del pseudo-panel debido a que, en sentido estricto, es discutible su consideración como tales.

<sup>52</sup> Alessie, Deverux y Weber (1993), ya citado, parten del mismo modelo y realizan un contraste similar, aunque con un pseudo-panel.

asociado a las restricciones de liquidez confirma la repercusión de éstas en el consumo de bienes duraderos.

Shapiro y Slemrod (1993) investigan por el efecto en el consumo de una alteración impositiva transitoria en USA a través del estudio de la información de una encuesta realizada expresamente al efecto en el momento en que dicha alteración fiscal tuvo lugar. Los resultados confirman una respuesta positiva del consumo a la disminución fiscal, en contra de los postulados del modelo. Shapiro y Slemrod no encuentran ninguna relación claramente determinada entre el status financiero de las economías domésticas, presente y futuro, y su reacción declarada a la reducción impositiva, lo que les lleva a concluir contrariamente a la hipótesis de existencia de restricciones de liquidez y favorablemente a la de existencia de comportamientos miópicos que igualan consumo y renta corrientes.

## 5.- REFLEXIONES FINALES.

A lo largo de este capítulo, hemos analizado los principales resultados de la investigación en consumo desde la publicación del artículo de Hall (1978). Hemos podido comprobar como el esfuerzo realizado en este terreno ha sido ingente, con un muy mayoritario resultado negativo para el modelo de optimización intertemporal en consumo. Este esfuerzo se puede clasificar en dos grandes líneas de investigación. Por un lado, existe un buen número de trabajos que buscan la explicación del rechazo empírico del modelo en los defectos de aplicación de los contrastes realizados y en los defectos de las fuentes estadísticas disponibles. Por otro, la mayor parte de la investigación realizada se orienta al estudio de la relevancia de cada uno de los supuestos del modelo en dicho rechazo. Estas dos líneas de investigación no han sido independientes la una de la otra, sino que han actuado de forma interrelacionada, dando lugar a uno de los debates más vivos e interesantes del panorama actual del análisis económico.

La primera de estas dos líneas de investigación ha tenido un recorrido mucho más corto en la literatura sobre consumo, al mismo tiempo que resulta claramente minoritaria en términos comparativos. Sin embargo, resulta especialmente destacable en el conjunto de la misma, dado que, al insistir en uno u otro aspecto de la aplicación empírica realizada, ha

abierto el camino para posteriores trabajos de investigación con resultados más firmes y robustos. En ese sentido, como ya hemos señalado, este ha sido uno de los campos donde se ha dado uno de los mayores grados de interrelación entre Econometría y Teoría Económica, y donde se han aplicado las nuevas técnicas y desarrollos con mayor prontitud.

Por lo que se refiere a la segunda de las líneas de investigación citadas, su volumen es tan amplio y ha realizado una revisión del modelo tan pormenorizada que podemos decir, sin faltar a la verdad, que ninguno de los aspectos del paradigma de la optimización dinámica intertemporal en consumo ha quedado, prácticamente, exento de revisión crítica. Se han examinado los supuestos de separabilidad de distintos tipos, de perfección de los distintos mercados en los que los consumidores toman sus decisiones, de constancia del tipo de interés, la forma y cualidades de la función de utilidad, incluso el propio concepto de optimización en su sentido más clásico. Tan amplia ha sido la revisión realizada que no resultaría extraña una propuesta de abandono de dicho paradigma y de búsqueda de nuevas explicaciones más robustas a la confrontación con la evidencia empírica.

La pieza más notable de evidencia empírica contraria al modelo, el exceso de sensibilidad del consumo a la renta corriente, ha demostrado una resistencia notable tanto a los avances en las técnicas de estimación como a su examen con distintos tipos de fuentes estadísticas. Las múltiples explicaciones que, según hemos podido ver, se han ido ofreciendo para la misma han tenido distinta fortuna en el curso de la investigación empírica, pero el exceso de sensibilidad ha permanecido incólume ante todas ellas. Con total seguridad, no existe una única explicación absoluta para el mismo, sino que es el resultado de la conjunción simultánea de distintos fallos del modelo. Esta es la única forma razonable de reconciliar el elevado volumen de evidencia empírica acumulada hasta la fecha, de acuerdo con el trabajo de Deaton (1991), en el que las restricciones de liquidez interactúan simultáneamente con la incertidumbre y el ahorro por el motivo precaución para la obtención de resultados que no contradigan la evidencia empírica disponible.

En una primera impresión, la imagen de que los logros están muy lejos de lo que hubiera sido de desear, dada la gran cantidad de recursos empeñados en la tarea, parece difícilmente erradicable, sobre todo si se tiene en cuenta la situación previa en este terreno,

contra la que arremetieron la Crítica de Lucas y el modelo de Hall. Asimismo, parece también muy fácil concluir que estamos ante un fracaso que implica, necesariamente, la reafirmación de dicho tipo de análisis. Nada más lejos de la realidad: la aparente confusión actual es fruto de un conocimiento más sólido y fundado de los determinantes del consumo agregado del que existía en el pasado. Hoy sabemos que el consumo agregado es el resultado de las decisiones de múltiples agentes económicos enfrentados a un medio ambiente económico incierto, en el cual, además, existen problemas en el funcionamiento de los mercados, problemas que mediatizan sus decisiones en gran medida. Sabemos que el futuro es importante en estas decisiones, pero también sabemos que la incertidumbre en cuanto al mismo puede ser lo bastante elevada como para forzar ciertas decisiones que son difíciles de analizar. Por último, sabemos que muchas de estas decisiones no se toman de una vez y para siempre, sino que tienen un claro componente intertemporal que es conocido y tenido en cuenta por los individuos. Todos estos aspectos de la decisión de consumo eran ignorados en el pasado en el análisis macroeconómico, y sólo en la actualidad comenzamos a conocer la complejidad de lo que tenemos entre manos. Como señala Deaton: "If we are less confident, it is because we know more, not because we know less" (pag. 125, 1992).

## APENDICE

En este apéndice vamos a derivar las principales implicaciones del modelo de la renta permanente con expectativas racionales. Supongamos un consumidor que se enfrenta a un problema de optimización intertemporal en ambiente de incertidumbre, de forma que, en cada momento de tiempo, debe escoger el nivel de consumo real de un único bien compuesto,  $C_t$ , que maximiza su utilidad esperada futura. Supondremos que la función de utilidad es intertemporalmente separable de forma aditiva, e intratemporalmente separable entre consumo y ocio; supondremos también que el individuo presenta una tasa subjetiva de preferencia temporal  $\delta$ , invariante en el tiempo, que refleja impaciencia temporal. En estas condiciones, el problema de optimización intertemporal consiste en maximizar la siguiente función objetivo:

$$\text{Max}_{C_t} E_t \sum_{j=0}^{T-t} (1+\delta)^{-j} U(C_{t+j}) \quad (\text{A.1})$$

en dónde supondremos que la función de utilidad es estrictamente cóncava y homogénea.  $E_t$  es el operador esperanza matemática condicionado sobre el conjunto de información disponible en el período  $t$ . Asimismo, estamos suponiendo que el individuo optimiza considerando que su vida económica termina en el período  $T$ . Suponemos, además, que existe un único activo financiero en la economía, que nuestro consumidor puede utilizar como depósito de valor, y cuyas tenencias son remuneradas al tipo de interés real  $r$  por período, supuesto constante. Consideraremos que el mercado de capitales es perfecto, con lo que tipo de prestar y de pedir prestado serán idénticos. Nótese que, en estas condiciones, la riqueza no humana del consumidor al comienzo del período  $t+1$ ,  $A_{t+1}$ , vendrá dada por la siguiente expresión:

$$A_{t+i+1} = (1+r)[A_{t+i} + Y_{t+i} - C_{t+i}] \quad \forall i=0, \dots, T-t-1 \quad (\text{A.2})$$

Adicionalmente, se impone que el consumo en cada período no pueda ser negativo (restricciones de no negatividad). A partir de las expresiones (A.2) se puede obtener la restricción presupuestaria de ciclo vital del consumidor, suponiendo que éste no desea hacer

legados ( $A_T=0$ )<sup>53</sup>:

$$\sum_{i=0}^{T-t} (1+r)^{-i} C_{t+i} = A_t + \sum_{i=0}^{T-t} (1+r)^{-i} Y_{t+i} = W_t \quad (\text{A.3})$$

en donde  $W_t$  es la riqueza de ciclo vital del individuo.

Este problema de optimización intertemporal puede resolverse tanto a través del planteamiento tradicional de la función de Lagrange, como mediante la utilización de técnicas de programación dinámica estocástica. Utilizaremos este último procedimiento, dada su generalización en la literatura<sup>54</sup>. Definamos la siguiente función de valor para el período  $t+1$ :

$$V(A_{t+1}, t+1) = \text{Max} E_{t+1} \left\{ \sum_{i=1}^{T-t} (1+\delta)^{i-1} U(C_{t+i}) \right\} \quad (\text{A.4})$$

que representa la máxima utilidad esperada por el consumidor en el período  $t+1$ , suponiendo que decide de forma óptima los niveles de consumo en cada período, y es similar a una función indirecta de utilidad. Nótese que esta función dependerá de los valores esperados de las variables relevantes en el proceso de optimización, entre las que la riqueza es la única sobre la que el consumidor tiene capacidad de actuación a través de las decisiones de consumo adoptadas en el pasado por medio de la ecuación (A.2), dado el carácter de variable exógena que la renta mantiene en el análisis. Entonces, en virtud del principio de optimalidad de Bellman, el problema de optimización intertemporal (A.1) es equivalente al siguiente:

$$V(A_t, t) = \text{Max}_{C_t} \left\{ U(C_t) + (1+\delta)^{-1} E_t V(A_{t+1}, t+1) \right\} \quad (\text{A.5})$$

La maximización de (A.5) en el período  $t$ , dadas las restricciones presupuestarias (A.2), proporciona las siguientes condiciones de primer orden (en dónde, para mayor simplicidad, hemos suprimido las indicaciones temporales de las funciones  $V(\cdot)$ ):

---

<sup>53</sup> En el caso en que  $T$  se suponga infinito, la condición terminal de riqueza no humana nula se sustituye por la condición de que el límite de  $(1+r)^t A_t$  tienda a cero cuando  $t$  tienda a infinito.

<sup>54</sup> El lector interesado puede consultar en Speight (1990) una exposición de estos mismos desarrollos obtenidos mediante la técnica tradicional.

$$U'(C_t) = \frac{(1+r)}{(1+\delta)} E_t V'(A_{t+1}) \quad (\text{A.6})$$

$$V'(A_t) = \frac{(1+r)}{(1+\delta)} E_t V'(A_{t+1}) \quad (\text{A.7})$$

en notación habitual. La expresión (A.7) se obtiene de una aplicación directa del teorema de la envolvente. Es interesante resaltar que  $V'(A_t)$  es la utilidad marginal de la riqueza en el período  $t$ , i.e. el multiplicador de Lagrange asociado con la restricción presupuestaria. Nótese que la combinación de las expresiones (A.6) y (A.7) permite obtener la condición marginal de primer orden del consumo para la optimización intertemporal, que vendrá dada por:

$$E_t U'(C_{t+1}) = \frac{(1+\delta)}{(1+r)} U'(C_t) \quad (\text{A.8})$$

y que es, al margen del operador esperanza, idéntica a la que se obtendría en el caso en el que no existe incertidumbre, y cuya interpretación es inmediata: la pérdida en la utilidad esperada generada por una reducción marginal en el consumo presente debe ser exactamente igual a la ganancia marginal en la utilidad esperada generada por el incremento en el consumo futuro que el ahorro obtenido con la misma permite; en otros términos, la tasa marginal de sustitución entre consumo presente y futuro debe ser igual a su precio relativo, que dependerá de la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés.

Nótese que la expresión (A.8) permite obtener el conocido contraste de Hall (1978), mediante la consideración de una función de utilidad concreta y la aplicación del supuesto de expectativas racionales. Cabe señalar que el modelo no implica que el consumo siga un paseo aleatorio con tendencia, como incorrectamente se ha señalado. Para obtener resultados generales a partir de la expresión (A.8) es necesario imponer supuestos adicionales sobre la función de utilidad. En concreto, es necesario que la utilidad marginal del consumo sea lineal, con lo que la esperanza de la utilidad marginal del consumo será igual a la utilidad marginal del consumo esperado. Es decir, en este caso, el consumo sigue un proceso autorregresivo con una constante que dependerá de los valores de la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés. Cuando estas dos variables sean iguales, el consumo seguirá una martingala (no un paseo aleatorio), con una tasa esperada de crecimiento nula. Sin embargo, la linealidad en la utilidad marginal del consumo, el caso de equivalencia cierta,

es una propiedad de la función de utilidad cuadrática que contradice el supuesto de concavidad estricta. Esta es la razón por la que Hall realiza una aproximación a la equivalencia cierta basada en la consideración de cambios marginalmente pequeños del consumo. En cualquier caso, si se verifica la equivalencia cierta, el modelo genera el siguiente resultado:

$$E_t C_{t+1} = \left[ \frac{(1+\delta)}{(1+r)} \right] C_t \quad (\text{A.9})$$

a partir del cual se obtienen las implicaciones contrastables deducidas por Hall aplicando el supuesto de expectativas racionales.

La renta permanente en el modelo vendrá dada por la riqueza esperada de ciclo vital del individuo,  $E_t W_t$ , que se obtiene tomando expectativas en la expresión (A.3), donde supondremos, sin pérdida de generalidad, que el horizonte de planificación es infinito. De esta forma, la renta permanente vendrá dada por la siguiente expresión:

$$E_t Y_{t+1}^P = Y_t^P = r \left[ A_t + \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{i+1} E_t Y_{t+i} \right] \quad (\text{A.10})$$

que permite obtener, de forma inmediata, la función de consumo del modelo<sup>55</sup>:

$$C_t = Y_t^P + u_t = r \left[ A_t + \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{i+1} E_t Y_{t+i} \right] + u_t \quad (\text{A.11})$$

en donde  $u_t$  es el componente transitorio del consumo. A partir de esta expresión, Flavin (1981) realiza una atractiva interpretación de la perturbación del modelo que aparece al tomar expectativas racionales en la expresión (A.9). Es fácil demostrar, a partir de la función de consumo anterior y la expresión (A.2), que el incremento del consumo en el modelo, cuando la tasa de preferencia temporal es igual al tipo de interés, vendrá dado por:

$$C_{t+1} - C_t = r \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{i+1} \{ E_{t+1} - E_t \} Y_{t+i+1} \quad (\text{A.12})$$

si el componente transitorio del consumo es nulo. El término de perturbación del modelo

---

<sup>55</sup> La función de consumo puede también obtenerse combinando la restricción presupuestaria de ciclo vital del individuo con la expresión (A.9), a través de sustituciones sucesivas.

viene dado, entonces, por la revisión en las expectativas de la renta que se produzca entre  $t$  y  $t+1$ , de forma que el consumo no se alterará si no se produce ninguna innovación en la renta. Estos resultados no se ven modificados cuando tasa de preferencia temporal y tipo de interés dejan de ser iguales, en cuyo caso el coeficiente de  $C_t$  en la expresión (A.10) dejará de ser la unidad, y dependerá de los valores de estas variables.

Estos son los principales resultados del modelo de la renta permanente con expectativas racionales. En este punto, vamos a analizar, de forma resumida, algunas de las extensiones más importantes del modelo. La primera de estas extensiones hace referencia a cómo se alteran los resultados del modelo cuando los tipos de interés se suponen estocásticos. Para ello es conveniente considerar que la función de utilidad es isoelástica. Nótese que, en este caso, la expresión (A.9) se transforma en la siguiente:

$$E_t \left[ \frac{1+r_{t+1}}{1+\delta} C_{t+1}^{-\frac{1}{\theta}} \right] = C_t^{-\frac{1}{\theta}} \quad (\text{A.13})$$

en dónde  $\theta$  es la elasticidad de sustitución intertemporal. Tomando logaritmos y suponiendo que  $\ln C_{t+1}$  y  $r_{t+1}$  se distribuyen lognormalmente, se puede demostrar que la expresión (A.13) se transforma en la siguiente:

$$E_t \Delta \ln C_{t+1} = -\theta \delta + \theta E_t r_{t+1} + \frac{1}{2\theta} \omega_t^2 \quad (\text{A.14})$$

en dónde  $\omega_t^2$  es una varianza que depende positivamente de la tasa anticipada de crecimiento del consumo, y negativamente del tipo de interés real esperado y de la elasticidad de sustitución intertemporal. Nótese que este resultado altera, en buena medida, las conclusiones previas. En primer lugar, la perturbación del modelo que se obtiene al aplicar expectativas racionales dependerá tanto de las innovaciones en la renta como de las innovaciones en el tipo de interés. En segundo lugar, la dependencia del crecimiento esperado del consumo de dicha varianza implica que éste será tanto más alto cuanto menor sea la elasticidad de sustitución intertemporal o, de forma equivalente, cuanto mayor sea el coeficiente de aversión relativa al riesgo. Dicha dependencia es la que establece la repercusión de la incertidumbre en el consumo, puesto que el aumento en la misma irá asociado a un crecimiento menor del mismo, generando un aumento de la tasa de ahorro

debido a la mayor incertidumbre (ahorro por el motivo precaución).

Otra extensión del modelo es la consideración de la durabilidad de los bienes de consumo. La forma más sencilla de introducir la durabilidad en el análisis, es suponer que la función de utilidad depende del stock de los bienes duraderos, en lugar de depender del consumo. En este caso, la función objetivo vendría dada por la siguiente expresión:

$$\text{Max}_{c_t} E_t \sum_{i=0}^{T-t} (1+\delta)^{-i} U(K_{t+i}) \quad (\text{A.15})$$

en dónde  $K_t$  es el stock de bienes duraderos del consumidor. La restricción presupuestaria de ciclo vital pasará entonces a ser:

$$\sum_{i=0}^{T-t} (1+r)^{-i} (K_{t+i} - (1-d) K_{t+i-1}) = A_t + \sum_{i=0}^{T-t} (1+r)^{-i} Y_{t+i} = W_t \quad (\text{A.16})$$

en la que  $d$  es la tasa de depreciación del stock. Nótese que un valor unitario de esta tasa nos devuelve al planteamiento de Hall, como era de esperar. El problema de optimización es, por tanto, similar al examinado anteriormente, con la única salvedad de que es necesario añadir condiciones iniciales y terminales para el stock de bienes duraderos. De esta forma, las implicaciones del modelo son las mismas que las del modelo de Hall, aunque en este caso se aplican al sendero temporal óptimo del stock de bienes duraderos, y no al consumo. Es decir, las expresiones (A.8) y (A.9) serán directamente aplicables sin más que sustituir  $C_t$  por  $K_t$ . La obtención de resultados para el consumo, en lugar de para el stock de bienes duraderos, es directa mediante la utilización de la identidad que proporciona la relación entre el stock de bienes duraderos y su consumo, con las conclusiones que mencionábamos en el texto.

Otras posibles extensiones del análisis presentan un interés menor, remitiéndose al lector interesado a las referencias citadas en cada caso. El análisis de la repercusión de las restricciones de liquidez en el modelo se realiza en el capítulo 4 de la presente tesis, al cual se remite, igualmente, al lector.

## **CAPITULO 2**

---

### **ANALISIS DE LA ECPF PARA LA OBTENCION DE UN PSEUDO-PANEL DE DATOS**

## 1.- INTRODUCCION.

La revisión de la literatura realizada del capítulo anterior pone de manifiesto la existencia de evidencia contradictoria en relación al comportamiento del consumo, tanto en los estudios realizados con datos agregados como en los realizados con datos individuales. En ambos casos, los resultados empíricos son, en líneas generales, contrarias al cumplimiento del modelo de la renta permanente, por más que el debate se suela encontrar periódicamente en respuesta a la aparición de nuevos argumentos teóricos y a la generalización de nuevas y mejores técnicas para el contraste empírico. Esta conclusión se ha visto confirmada, además, tanto para diferentes fuentes estadísticas como para distintas economías. Sin embargo, existe un elemento de debilidad en dicha evidencia opuesta al modelo, que radica en la heterogeneidad de resultados comprendidos en la misma, de forma que no es fácil encontrar una explicación simple a las divergencias halladas entre los resultados empíricos obtenidos en los estudios con datos microeconómicos con los estudios realizados con datos macroeconómicos.

Como es bien sabido, el incremento de la renta suele presentar autocorrelación de signo negativo en los datos individuales y de signo contrario en los datos agregados. De esta forma, el incumplimiento del modelo debería evidenciarse en la existencia de una correlación negativa entre el incremento en el consumo y el incremento desfasado de la renta a nivel microeconómico, y de signo contrario a nivel macroeconómico, como, efectivamente se suele encontrar. La hipótesis de la existencia de restricciones de liquidez proporciona un argumento poderoso para la explicación separada de la evidencia encontrada con ambos tipos de datos, pero no ofrece ninguna explicación para las divergencias señaladas, lo que se constituye, hoy por hoy, en el principal problema para la aceptación de la hipótesis por sí sola considerada.

Una posible explicación para estas divergencias entre la evidencia con datos de ambos estadios de agregación, dado que los resultados contrarios al modelo son mucho menos contundentes con los datos individuales que con los datos agregados, es que el modelo funciona en el terreno microeconómico, siendo la causa de su mal funcionamiento en el

macroeconómico los problemas de agregación<sup>1</sup>. Sin embargo, como señala Deaton (1992), en ese caso sería necesaria una explicación plausible que reconciliase el modelo de la renta permanente con la ingente evidencia no formal disponible de la estrecha relación entre la evolución de la renta y la del consumo, como la que presentan Carroll y Summers (1991) para la economía de los Estados Unidos. Es decir, el paralelismo en la evolución de ambas variables parece tan ampliamente documentado, si bien es cierto que en evidencia no formal, que no parece plausible sostener la validez general del modelo de la renta permanente, sin ofrecer simultáneamente razones que expliquen la evidencia en contrario<sup>2</sup>, o, alternativamente, haciendo descansar la explicación tan sólo en la cuestión de la agregación.

En cualquier caso, incluso aceptando la validez del modelo, tampoco pueden obviarse las diferencias entre las evidencias macro y microeconómicas. En ese sentido, en la actualidad es posible recurrir a una nueva metodología estadística propuesta por el propio Deaton (1985), que permite generar datos de un estadio intermedio de agregación entre los dos tradicionales, los datos de cohorte o pseudo-paneles, de los que, en principio, no es aventurado concluir que presentarán características intermedias entre las de ambos. A la vista de lo anterior, el estudio del comportamiento del consumo con este tipo de datos parece altamente recomendable, por cuanto que puede esclarecer la controversia comentada, al mismo tiempo que puede constituir un elemento importante para la comprensión tanto de aquél como de la importancia de los problemas de agregación en el mismo. En este capítulo se presenta una opción de aplicación de esta metodología para el tratamiento de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), con el objetivo de contrastar el cumplimiento del modelo de la renta permanente en el caso español. De esta forma, parece aconsejable, como paso previo, revisar la evidencia que, para el caso español, proporcionan los datos

---

<sup>1</sup> A partir del trabajo de Grossman y Shiller (1982), sabemos que las condiciones de Euler, base del contraste del modelo, sólo agregan perfectamente en los tres casos siguientes: a) los individuos no mueren nunca; b) las funciones de utilidad son cuadráticas (o el período temporal es corto); y c) no existen problemas de información, y tampoco diferencias en cuanto al conocimiento de la evolución del ingreso agregado con respecto al individual. Como vimos en el capítulo anterior, todas ellas han sido investigadas, con mayor o menor detalle, aunque la última de las explicaciones citadas es la que más atención está recibiendo en la actualidad, siendo, al mismo tiempo, la más interesante desde el punto de vista analítico.

<sup>2</sup> En ese sentido, la tremenda caída en el consumo privado que se ha producido en España a lo largo de 1993, de forma simultánea a lo que ha ocurrido con el ingreso, puede considerarse como un elemento más del tipo de evidencia no formal mencionado en el texto, no favorable al modelo de la renta permanente y muy forzosamente compatible con la suavización temporal del consumo que éste propugna.

macroeconómicos. En esta línea, en el Cuadro 1 se presentan las cifras que la Contabilidad Nacional ofrece para distintos agregados de ingreso, PIB a precios de mercado y Renta Nacional Neta Disponible a precios de mercado y al coste de los factores, y para el Consumo Privado Nacional. En dicho Cuadro se presentan también las propensiones medias al consumo obtenidas para cada uno de los dos agregados de ingreso citados. Las principales conclusiones del análisis de estas cifras se evidencian muy claramente en los Gráficos 1.1 y 1.2: el consumo privado nacional en términos reales sigue muy cercanamente la evolución del ingreso en la economía, considerada globalmente, y sea cual sea la medida que se tome para éste. En cualquier caso, se aprecia una tendencia descendente en la propensión media del consumo, al margen de ciertos períodos transitorios de ascenso en la misma, aunque mucho más suave en el caso de que se calcule sobre la segunda de las variables de ingreso citadas. En la evolución estrecha entre consumo y renta agregados, bien conocida, tiene un papel importante la identidad contable que vincula ambas variables. Es también conocido que dicho paralelismo en la evolución, tradicionalmente considerado como la principal evidencia a favor de la teoría keynesiana del consumo, no permite discriminar entre esta teoría y el modelo de la renta permanente, por cuanto que, para ello, es necesario separar los componentes permanentes y transitorios del ingreso y, acto seguido, determinar la respuesta del consumo a ambos, práctica que se ha constituido en la principal fuente de controversia en los contrastes clásicos entre las dos teorías. Todo ello fué ampliamente documentado en el capítulo anterior. En cualquier caso, la tendencia descendente de la propensión media al consumo puede interpretarse como evidencia de la creciente riqueza de la economía española en estos años, que ha redundado en la generación de tasas de ahorro más elevadas.

Una vez examinada la evidencia no formal que la evolución temporal de los agregados de gasto en consumo e ingreso presentan en el caso español, y teniendo en cuenta que ya se dispone de los primeros estudios formales sobre el tema para el caso español<sup>3</sup>, la finalidad de este capítulo es presentar brevemente la metodología del dato de pseudo-panel, previamente a una opción práctica de aplicación de la misma a partir de la ECPF, que se empleará para contrastar el modelo en los restantes capítulos. En ese sentido, el capítulo aparece estructurado de la forma siguiente: en el punto 2 se presentan, muy brevemente, las

---

<sup>3</sup> Para el dato agregado, consúltese Andrés, Molinas y Taguas (1990) y Sáez (1990), y, para el dato individual, López Sálido (1993).

CUADRO I: CONSUMO Y RENTA EN LA CONTABILIDAD NACIONAL

Año	M.M. Ptas. Const. de 1980		M.M. de Pesetas Corrientes				Deflatores		Variables deflactadas		Prop. Medias al Consumo		
	PIBpm	CPN	PIBpm	CPN	RNNDpm	RNNDcf	PIBpm	CPN	RNNDpm	RNNDcf	PIBpm	RNNDpm	RNNDcf
1954	4322,3	2918,0	378,8	267,7	336,4	316,5	8,76	9,17	3666,3	3449,1	0,68	0,80	0,85
1955	4546,6	3071,6	422,7	301,1	377,9	353,9	9,30	9,80	3854,9	3610,6	0,68	0,80	0,85
1956	4872,5	3293,0	485,6	340,4	434,1	405,8	9,97	10,34	4199,8	3926,3	0,68	0,78	0,84
1957	5080,9	3399,1	569,4	387,9	507,5	473,0	11,21	11,41	4447,5	4145,0	0,67	0,76	0,82
1958	5310,0	3561,5	654,6	454,7	583,7	547,2	12,33	12,77	4572,1	4286,7	0,67	0,78	0,83
1959	5209,2	3607,5	678,9	495,3	602,4	561,9	13,03	13,73	4387,8	4092,8	0,69	0,82	0,88
1960	5331,7	3489,3	698,3	482,9	619,8	572,9	13,10	13,84	4478,8	4139,9	0,65	0,78	0,84
1961	5963,0	3867,6	795,3	543,6	713,9	661,9	13,34	14,05	5079,5	4709,8	0,65	0,76	0,82
1962	6518,2	4194,8	919,0	621,1	827,4	769,8	14,10	14,81	5587,9	5199,0	0,64	0,75	0,81
1963	7089,0	4638,2	1084,7	744,6	984,7	916,8	15,30	16,05	6133,9	5710,9	0,65	0,76	0,81
1964	7527,4	4865,7	1224,6	828,8	1109,4	1030,7	16,27	17,03	6512,6	6050,6	0,65	0,75	0,80
1965	8004,2	5187,0	1425,0	970,8	1296,2	1201,8	17,80	18,72	6926,2	6421,7	0,65	0,75	0,81
1966	8568,9	5545,9	1648,5	1113,1	1504,9	1389,9	19,24	20,07	7498,1	6925,3	0,65	0,74	0,80
1967	8939,1	5883,5	1851,7	1249,1	1695,7	1567,8	20,71	21,23	7987,1	7384,7	0,66	0,74	0,80
1968	9544,7	6248,9	2075,4	1391,8	1890,2	1756,2	21,74	22,27	8486,8	7884,9	0,65	0,74	0,79
1969	10398,0	6674,6	2360,2	1533,7	2150,7	1985,0	22,70	22,98	9360,0	8639,0	0,64	0,71	0,77
1970	10822,3	6980,6	2624,2	1705,0	2388,4	2206,8	24,25	24,42	9778,4	9034,8	0,65	0,71	0,77
1971	11318,0	7333,4	2961,8	1930,6	2704,2	2513,0	26,17	26,33	10271,7	9545,5	0,65	0,71	0,77
1972	12227,1	7941,1	3475,6	2250,3	3189,7	2960,2	28,43	28,34	11256,2	10446,3	0,65	0,71	0,76
1973	13166,9	8557,7	4190,4	2701,3	3871,8	3579,3	31,83	31,57	12266,0	11339,4	0,65	0,70	0,75
1974	13866,5	8990,8	5131,3	3341,8	4708,1	4402,7	37,01	37,17	12666,6	11844,9	0,65	0,71	0,76
1975	13940,9	9152,3	6023,1	3929,7	5477,5	5156,6	43,20	42,94	12756,8	12009,6	0,66	0,72	0,76
1976	14397,2	9660,3	7247,7	4830,8	6567,0	6181,3	50,34	50,01	13132,3	12361,0	0,67	0,74	0,78
1977	14829,2	9805,9	9195,0	6067,3	8312,0	7829,0	62,01	61,87	13433,6	12653,0	0,66	0,73	0,77
1978	15044,0	9898,5	11250,5	7290,7	10170,1	9690,3	74,78	73,66	13807,7	13156,3	0,66	0,72	0,75
1979	15023,1	10023,1	13157,7	8602,8	11829,4	11227,9	87,58	85,83	13782,5	13081,6	0,67	0,73	0,77
1980	15209,1	10080,4	15209,1	10080,4	13578,2	12883,7	100,00	100,00	13578,2	12883,7	0,66	0,74	0,78
1981	15171,3	10020,1	16989,0	11457,9	14949,7	14041,0	111,98	114,35	13073,7	12279,1	0,66	0,77	0,82
1982	15355,9	10038,5	19567,3	13143,3	17178,6	16145,3	127,43	130,93	13120,5	12331,3	0,65	0,77	0,81
1983	15633,2	10072,8	22234,7	14808,1	19393,3	18068,9	142,23	147,01	13191,8	12290,9	0,64	0,76	0,82
1984	15914,5	10034,1	25111,3	16370,0	21856,3	20288,5	157,79	163,14	13396,9	12435,9	0,63	0,76	0,81
1985	16282,8	10273,3	27888,8	18137,7	24395,6	22447,4	171,28	176,55	13817,9	12714,4	0,63	0,74	0,81
1986	16816,4	10644,1	31947,5	20435,7	28141,6	25335,2	189,98	191,99	14657,7	13196,0	0,63	0,73	0,81
1987	17748,7	11224,5	35714,5	22713,6	31744,2	28663,6	201,22	202,36	15687,2	14164,8	0,63	0,72	0,79
1988	18627,5	11731,9	39618,0	24948,1	35308,4	32083,3	212,69	212,65	16603,8	15087,2	0,63	0,71	0,78
1989	31321,7	19781,2	28200,9	18080,0	24463,6	22482,2	90,04	91,40	26765,5	24597,6	0,63	0,74	0,80
1986	32324,0	20437,7	32324,0	20437,7	28302,1	25484,4	100,00	100,00	28302,1	25484,4	0,63	0,72	0,80
1987	34147,5	21621,9	36144,0	22855,8	31937,9	28807,2	105,85	105,71	30213,7	27252,0	0,63	0,72	0,79
1988	35910,0	22683,7	40158,7	25179,6	35573,3	32289,8	111,83	111,00	32047,2	29089,2	0,63	0,71	0,78
1989P	37614,2	23955,6	46006,0	28344,9	39974,8	36213,5	119,65	118,32	33784,5	30605,6	0,64	0,71	0,78
1990P	39001,8	24849,7	50125,3	31284,4	44414,9	40333,1	128,52	125,89	35279,5	32037,3	0,64	0,70	0,78
1991A	39896,7	25618,8	54791,1	34263,7	48470,8	44048,9	137,33	133,74	36241,4	32935,2	0,64	0,71	0,78

Fte: Corrales y Taguas (1989) y Contabilidad Nacional (base 1986).

Las series empleadas del trabajo de Corrales y Taguas son las que se obtienen mediante agregación. Las obtenidas por enlace individual de las series proporcionaban los mismos resultados. Estas series se encuentran en la parte superior del Cuadro. La parte inferior del mismo recoge estas mismas series en la base 1986 de la Contabilidad Nacional en la los datos correspondientes a los años 1989 y 1990 son provisionales y el de 1991 es un avance.

GRAFICO 1.1.

CONSUMO Y RENTA EN LA CONTABILIDAD NACIONAL  
(1954-1988)

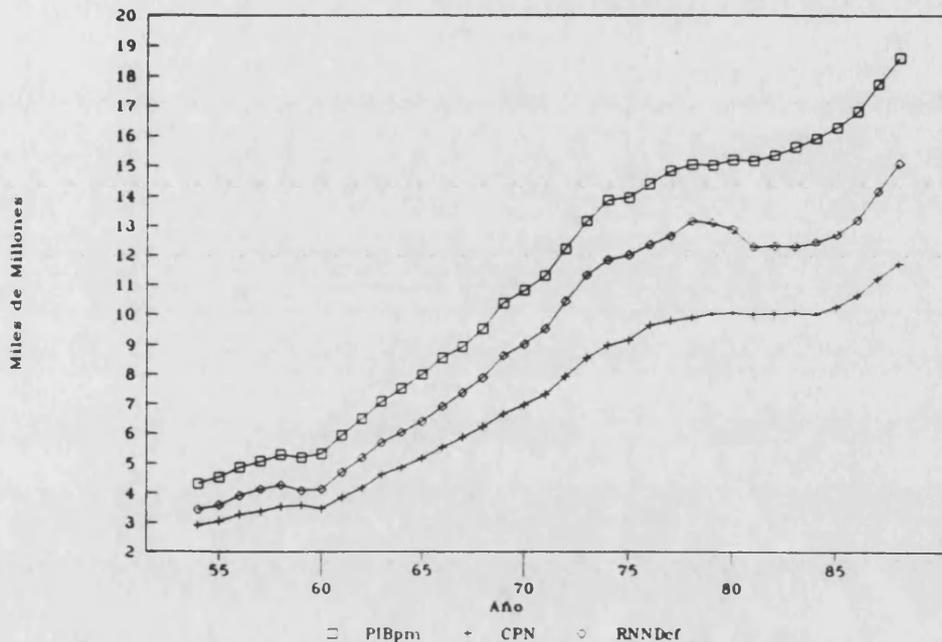
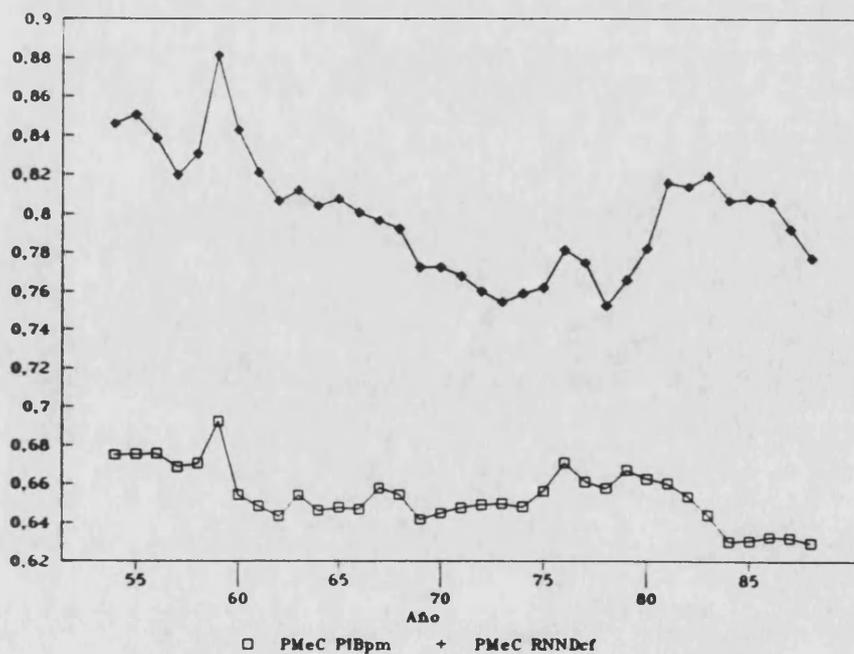


GRAFICO 1.2.

PROPENSIONES MEDIAS AL CONSUMO EN LA C.N.  
(1954-1988)



características básicas de la metodología mencionada, realizándose al mismo tiempo, un corto recorrido en la literatura sobre la misma; en el punto 3, se presenta el pseudo-panel finalmente construido, dadas las posibilidades existentes a tal fin en la ECPF; en el punto 4 se comenta la obtención de las variables a emplear en el posterior análisis econométrico; a continuación, en la sección siguiente, punto 5, se evalúan los errores de medida generados en la construcción de dicho pseudo-panel, de acuerdo con los ejercicios empíricos a realizar en los capítulos subsiguientes. Finalmente, en el punto 6 se resumen las conclusiones más importantes.

## 2.- POTENCIALIDAD Y LIMITACIONES DE LOS PSEUDO-PANELES DE DATOS.

Como es bien sabido, la característica básica diferencial del dato de panel frente a cualquier otro tipo de datos microeconómicos es que proporciona distintas observaciones temporales consecutivas de los mismos individuos. Por su propia naturaleza, el dato de panel posibilita, mediante el adecuado tratamiento econométrico, aislar en el comportamiento económico individual la influencia de las variables con variabilidad temporal de la influencia de las que no la tienen. Es conocido que la separación entre ambos tipos de efectos era un problema importante en la literatura anterior a la generalización de las técnicas de panel. Sin embargo, pasado el primer período inicial de optimismo en sus posibilidades aplicación en el análisis empírico, la literatura ha ido adoptando una postura más ecléctica, conforme iban surgiendo problemas propios en la aplicación de estas nuevas técnicas. Tales problemas aparecen, sobre todo, debido a las deficiencias que las fuentes estadísticas disponibles presentan en relación a las exigencias mínimas de calidad imprescindibles. Estas incluyen disponer de un número lo suficientemente elevado de individuos y de un número apropiado de observaciones temporales para cada uno de ellos, estándares que, por varias razones y con mayor frecuencia de lo deseado, no se ven satisfechos. En primer lugar, como consecuencia del "cansancio" de los individuos entrevistados, que imposibilita que la población muestral se mantenga inalterable entre dos momentos sucesivos de recogida de la información. Al mismo tiempo, el propio movimiento natural de la población, así como lo que podríamos denominar "movimiento socio-económico" de la misma, impiden, en la práctica, que dicha población muestral no varíe. En segundo lugar, los elevados costes de los estudios de campo

necesarios suelen imponer un cierto "trade-off" entre la amplitud de las poblaciones muestrales sujetas a estudio y la periodicidad temporal con la que se realizan aquéllos, lo que agrava el sesgo anterior. De esta forma, la dimensión muestral disponible para el dato de panel suele ser decreciente con el número de observaciones temporales utilizadas<sup>4</sup>.

La discusión previa explica el relativo éxito de los denominados pseudo-paneles, obtenidos de la aplicación de una metodología relativamente nueva en el tratamiento de datos microeconómicos, cuyo objetivo expreso es evitar los problemas mencionados, si bien no está exenta de una problemática propia que condiciona su uso en buena medida. La idea básica del pseudo-panel, propuesta por Deaton (1985), es la construcción de paneles artificiales a partir de los registros de las propias fuentes estadísticas con dato de panel. Si podemos identificar un grupo de población y seguir su evolución temporalmente, las medias de las variables económicas de interés para este grupo de población podrán ser tratadas como si de un auténtico panel se tratará, siéndole, por tanto, de aplicación las técnicas econométricas disponibles para los propios paneles. En la práctica, ello supone trabajar con individuos-tipo, representando cada uno de los mismos un particular grupo de población, definido previamente, cuyo conjunto podremos tratar como un auténtico panel. Obviamente, existen dos cuestiones centrales en esta metodología: la representatividad de los grupos de población empleados y la necesidad de un mecanismo relevante para seguir temporalmente las medias de datos de cada grupo de población. Nótese que, en el caso de que éste no exista, nos encontraremos en realidad frente a un estudio de sección transversal, al perder la dimensión temporal del problema, la principal característica diferenciadora del dato de panel frente a otros tipos de datos microeconómicos.

En cuanto a la segunda de estas cuestiones, Deaton propone definir los grupos de población o cohortes en función de la edad del sustentador principal de la economía doméstica, un dato que suele estar disponible en la práctica totalidad de las fuentes estadísticas microeconómicas. De esta forma, si enlazamos temporalmente los grupos de población en los que la edad del sustentador principal varía de acuerdo con el período de tiempo transcurrido entre dos oleadas sucesivas de una misma encuesta, tendremos la

---

<sup>4</sup> En la actualidad, las técnicas de panel incompleto intentan minimizar estos problemas mediante el empleo de muestras de grupos de individuos con distinto número de observaciones temporales.

seguridad de que existe un buen número de individuos que estarán en ambos, dependiendo éste de la tasa de renovación individual aplicada en la elaboración de la encuesta y de la tasa de abandonos de la población muestral al margen de la misma. Por otra parte, nada impide que el enlace temporal de las cohortes se realice mediante otra variable que permita identificar de forma precisa a los individuos, siempre que la misma pueda vincularse a un momento concreto del tiempo<sup>5</sup>. Sin embargo, variables distintas a la edad que permitan identificar a los individuos en el tiempo son tremendamente difíciles de encontrar en las fuentes estadísticas disponibles, razón que explica que todos los trabajos realizados hasta la fecha sigan la propuesta original de Deaton. Así, la práctica generalizada en los estudios que aplican esta metodología es definir un conjunto exhaustivo de cohortes de población según una clasificación de grupos de edad del sustentador principal en un momento concreto del tiempo para, a continuación, enlazarlas con las mismas cohortes de población en la siguiente observación temporal, pero definidas de forma que los grupos de edad tengan en cuenta el período de tiempo transcurrido desde la observación anterior.

En cuanto al tema de la representatividad del diseño de muestra utilizado, en los estudios realizados hasta este momento, queda limitada a la particular desagregación de la edad del sustentador principal, y sólo en algún caso se han utilizado adicionalmente otras variables para definir más precisamente las cohortes. Esta cuestión, no suficientemente tratada en la literatura, más preocupada por el enlace temporal de las cohortes, puede ser uno de los campos más prometedores para la investigación futura en este terreno<sup>6</sup>.

En este momento, vamos a plantear las cuestiones más básicas de la metodología de Deaton para la construcción de pseudo-paneles, analizando al mismo tiempo tanto las ventajas como los problemas que la misma presenta. Supongase que se desea estimar un modelo de

---

<sup>5</sup> En este terreno, el propio Deaton señala que podrían haberse construido cohortes de, por ejemplo, "veteranos de la Guerra de Corea o miembros fundadores de la Econometric Society".

<sup>6</sup> Desde el punto de vista estrictamente teórico, tengase en cuenta que la metodología, tal y como se ha formulado hasta este momento, no tiene en cuenta la heterogeneidad dentro de una misma cohorte, que, normalmente, sólo se define con respecto a la edad de sus componentes. Por ejemplo, en ningún caso se ha contemplado la posibilidad de que una misma cohorte pudiera estar compuesta por grupos de individuos con muy diferentes comportamientos económicos, al margen de separaciones tan amplias como la del sexo del sustentador principal.

regresión estático con efectos individuales. En notación habitual<sup>7</sup>:

$$y_{i,t} = x_{i,t}\beta + \theta_i + e_{i,t}$$

En la medida en que los efectos individuales  $\theta_i$  estén correlacionados con el resto de variables explicativas, la estimación consistente del modelo requerirá el uso de técnicas de panel. Se define una cohorte de población como un grupo de individuos cuyos componentes son conocidos e identificables de acuerdo con las características que de los mismos dan a conocer las fuentes estadísticas disponibles. Supongase que se obtienen C cohortes distintas con estas características a partir de la población registrada en la encuesta, y que se promedia para todos los individuos pertenecientes a cada una de las mismas<sup>8</sup>. De esta forma, obtenemos las medias muestrales observadas en la encuesta para cada una de dichas cohortes de población, que verificarán:

$$\bar{y}_{c,t} = \bar{x}_{c,t}\bar{\beta} + \bar{\theta}_c + \bar{e}_{c,t}$$

donde el subíndice c hace referencia a la cohorte considerada. Obsérvese que  $\bar{\theta}_c$  es la media de los efectos individuales de los miembros de la cohorte c que han participado en la encuesta, y que es variable en el tiempo, puesto que las observaciones de las cohortes de población estarán compuestas por individuos distintos en cada registro de la misma. Consideremos ahora la aplicación del modelo a cada una de las cohortes, tal y como se ha hecho anteriormente, pero sobre la población total existente en la economía; procediendo de esta manera, se obtendrá, para cada una de las cohortes de población, la siguiente expresión:

$$y_{c,t}^* = x_{c,t}^*\beta + \theta_c^* + e_{c,t}$$

Si la fracción de la población perteneciente a cada cohorte se supone constante en el tiempo<sup>9</sup>,  $\theta_c^*$  se mantendrá constante para cada c, y puede extenderse el análisis de panel directamente

<sup>7</sup> Obsérvese que estamos suponiendo, sin pérdida de generalidad, que los efectos fijos temporales, en el caso de que existan, se encuentran incluidos en la matriz de variables explicativas.

<sup>8</sup> Normalmente, se suele suponer que existe linealidad en los parámetros, no en los datos. Esta es la razón de que, en el caso de que el modelo esté expresado en términos logarítmicos, la forma correcta de proceder sea promediar los logaritmos de los datos individuales, y no aplicar logaritmos a las medias de los mismos.

<sup>9</sup> Se puede suponer para ello que, entre dos observaciones temporales consecutivas, cada individuo que deja de figurar en una cohorte es reemplazado por otro individuo idéntico.

a este caso. De esta forma, las medias de las variables relevantes obtenidas para cada cohorte en la fuente estadística disponible pueden considerarse como aproximaciones sujetas a error de medida de las correspondientes medias de esas mismas variables en la auténtica cohorte de población. Es decir, podemos considerar que:

$$\bar{y}_{c,t} = y_{c,t}^* + v_{c,t}^y$$

$$\bar{x}_{c,t} = x_{c,t}^* + v_{c,t}^x$$

en donde los términos en  $v$  incorporan el error de medida asociado a los datos de las cohortes de población disponibles en los registros de la encuesta. En consecuencia, es fácil comprobar que el modelo para las variables medias de las cohortes, tal y como se presentan en dichos registros, será:

$$\bar{y}_{c,t} = \bar{x}_{c,t} \beta + \theta_c^* + u_{c,t}$$

donde obsérvese que el término de error vendrá dado por la siguiente expresión:

$$u_{c,t} = \varepsilon_{c,t} - v_{c,t}^x \beta + v_{c,t}^y$$

Por lo tanto, el estimador intragrupos a partir de las medias observadas en la encuesta para las variables relevantes, dará lugar a estimaciones sesgadas, a menos que verifiquemos que el pseudo-panel obtenido ofrece las suficientes garantías como para que dicho sesgo pueda ser ignorado. En este terreno, nótese que, como señala Deaton, este error de medida disminuirá con el tamaño medio de las cohortes empleadas y con el número de observaciones temporales disponibles para cada una de ellas, lo que impone la necesidad de ponderar adecuadamente ambas variables en la construcción del pseudo-panel. En ese sentido, si definimos  $T$  como el producto del número de cohortes por el número de observaciones temporales, parece adecuado construir estimadores que sean consistentes cuando  $T$  tienda a infinito, que es la aproximación de dicho autor al problema. Por todo ello, el tratamiento econométrico de los pseudo-paneles no es diferente del realizado con los auténticos paneles,

al margen de que se debe tener en cuenta el error de medida que este tipo de datos incorpora<sup>10</sup>.

Deaton obtiene los estimadores intragrupos del modelo, corregidos por el error de medida, tanto cuando se conocen las desviaciones típicas de las variables que se miden con error, obtenidas a partir de la información contenida en la propia encuesta, como cuando no es así<sup>11</sup>. Estos estimadores son consistentes para un número dado de miembros en cada cohorte y para un número dado de observaciones temporales<sup>12</sup>. En cualquier caso, cuando el número de observaciones por cohorte sea lo suficientemente elevado, se puede ignorar el error de medida generado en la construcción del pseudo-panel, aplicando directamente las técnicas econométricas habituales<sup>13</sup>. Esta es la práctica usual en todos los trabajos empíricos consultados.

Nijman y Verbeek (1992) consideran, a partir de los estimadores propuestos por Deaton, la validez de esta práctica. Estos autores evalúan el sesgo asintótico del error de medida del pseudo-panel cuando el número de cohortes del mismo tiende a infinito; de esta forma, ignoran el efecto que en dicho sesgo puede tener la elevación del número de observaciones temporales por cohorte, basándose en la reducción inevitable que se produce en las muestras estadísticas microeconómicas cuando éste crece. Lógicamente, la conclusión a la que llegan es que se debe alcanzar un tamaño medio mínimo para cada cohorte, que cuantifican entre 100 y 200 individuos, para poder ignorar el sesgo por error de medida.

---

<sup>10</sup> En cualquier caso, los auténticos paneles no están exentos del problema del error de medida, como demuestra la extensa literatura sobre el tema (véase Griliches y Hausman (1986) y Biørn (1992)). Por ello, muchos autores, entre los que se encuentra el propio Deaton, consideran que esta diferencia entre el dato individual y el de cohorte es, en realidad, más aparente que real. En ese sentido, cabría señalar que la generalización de la metodología del pseudo-panel ha llevado a un mayor interés por toda la problemática en torno este punto, que era, hasta ese momento, relativamente ignorada.

<sup>11</sup> El error del modelo se supone que tiene las propiedades habituales, siendo, por tanto, homocedástico, lo cual no tiene por que ser cierto si las cohortes presentan un número muy diferente de individuos. Si este fuera el caso, las observaciones de cada cohorte deberían ser ponderadas por la raíz cuadrada del número de individuos que la componen.

<sup>12</sup> Cabe señalar que Deaton también analiza la estimación de modelos estáticos sobre los que se toman diferencias para eliminar los efectos individuales, si bien los resultados del análisis no son diferentes, en lo fundamental, de los reseñados en el texto.

<sup>13</sup> Obviamente, el estimador intragrupos no corregido y el estimador propuesto por Deaton coinciden cuando el número medio de individuos por cohorte tiende a infinito.

Adicionalmente, consideran el caso en el que se mantienen fijos tanto el número de observaciones temporales como el número de individuos por cohorte, concluyendo que, si el segundo no es excesivamente reducido, la elevación del número de cohortes utilizadas puede validar el estimador intragrupos no corregido por el error de medida<sup>14</sup>. En un trabajo posterior, Nijman y Verbeek (1993), proponen un estimador basado en la minimización del error cuadrático medio, consistente para un número reducido de observaciones temporales, siempre que el número de cohortes tienda a infinito; adicionalmente, sugieren la conveniencia de no eliminar el error de medida totalmente, como ocurre si se utiliza el estimador de Deaton, porque ello puede conducir a resultados más pobres en términos del error cuadrático medio<sup>15</sup>.

Moffit (1993) profundiza un poco más al considerar la diferente naturaleza de la heterogeneidad inobservable en los pseudo-paneles frente a los auténticos paneles: mientras que el efecto individual es claramente fijo en éstos, no tiene porque ser constante en los primeros, como señalábamos antes, dado que están formados por observaciones de cohortes compuestas por individuos distintos. Obsérvese que el efecto individual de cada cohorte se puede descomponer en la media del mismo para todas las cohortes y una desviación no nula, un error de medida, con respecto a la misma<sup>16</sup>:

$$\theta_{c,t} = \theta_c^* + v_{c,t}^{\theta}$$

lo cual ilustra perfectamente cómo no desaparecerá el efecto individual al tomar desviaciones con respecto a la media, o diferenciar el modelo. En ese sentido, la propuesta de Moffit es utilizar variables instrumentales para garantizar la consistencia de los estimadores obtenidos, que presentarán las mismas propiedades de consistencia asintótica que los estimadores intragrupos discutidos anteriormente, aunque, de nuevo, al no considerar la corrección por el error de medida, se impone la exigencia de que el número medio de individuos por cohorte

---

<sup>14</sup> El número de cohortes que consideran adecuado para estos propósitos es entre 10 y 20.

<sup>15</sup> Es de destacar que el estimador que proponen coincide con el estimador corregido por error de medida de Deaton cuando el número de observaciones temporales tiende a infinito.

<sup>16</sup> La aproximación de Moffit es más rigurosa que la realizada en el texto, por cuanto que descompone el "error de medida" asociado al efecto individual "observado" en una desviación con respecto a su valor medio estimado en los datos y en la desviación de éste con respecto al efecto real de la cohorte existente en el conjunto de la población.

tienda a infinito.

Moffit también analiza la estimación de modelos dinámicos, como el siguiente, con datos de pseudo-panel:

$$y_{i,t} = \alpha y_{i,t-1} + x_{i,t}\beta + \theta_i + \varepsilon_{i,t}$$

Debido a que las medias de las cohortes obtenidas en diferentes momentos del tiempo están formadas en base a distintos individuos, Moffit propone la utilización de un estimador 2SLS de variables instrumentales, aunque tampoco considera la corrección del sesgo por error de medida. Este estimador será también consistente cuando el número de observaciones temporales tienda a infinito.

Finalmente, Collado (1992) propone un estimador de variables instrumentales para el modelo estático aplicando el Método Generalizado de Momentos (MGM), consistente cuando el número de cohortes tiende a infinito. Adicionalmente, examina las condiciones de consistencia asintótica de distintos estimadores para el modelo dinámico. En concreto, se analiza el estimador intragrupos, y su versión corregida por el error de medida, ambos consistentes cuando el número de observaciones temporales tiende a infinito, y se propone un estimador de variables instrumentales, basado en el MGM, en sus versiones corregida y no corregida por dicho sesgo, consistentes cuando el número de cohortes disponibles tiende a infinito. Por último, se obtienen los sesgos asintóticos de todos los estimadores mencionados para el modelo dinámico, evaluando la importancia de los mismos para diferentes valores de los parámetros del modelo, con muestras del tamaño habitual en los estudios con dato microeconómico<sup>17</sup>. La evidencia que presenta confirma que las versiones de los estimadores corregidas por error de medida proporcionan, en líneas generales, mejores resultados que sus versiones no corregidas, lo que también ocurre si se comparan los estimadores MGM con los estimadores intragrupos, siempre que la dimensión temporal de

---

<sup>17</sup> Para ello, descompone la varianza de la variable endógena en sus componentes intra-grupos y entre grupos, descomponiendo este último, a su vez, en un componente variable y otro invariable en el tiempo. Así demuestra que el sesgo asintótico de los estimadores intragrupos y MGM disminuyen con T, y con la caída del coeficiente de la variable endógena desfasada; asimismo, también dependen del ratio del componente invariable en el tiempo de la varianza entre-grupos a la varianza intra-grupos.

la muestra no sea demasiado elevada<sup>18</sup>.

En cualquier caso, como se señalaba anteriormente, la práctica generalizada en los trabajos realizados hasta la fecha ha sido construir las muestras de forma adecuada para asegurar la consistencia de estimadores no corregidos por el error de medida. La revisión de estos trabajos permite destacar algunas características básicas en la aplicación de la metodología de Deaton. En primer lugar, todos los trabajos consultados han empleado como variable básica para la identificación temporal de las cohortes la edad del sustentador principal, aunque, en algunos casos, se han empleado variables adicionales, como el sexo del mismo y otras<sup>19</sup>. En segundo lugar, los trabajos realizados se concentran particularmente en el estudio del consumo, y, en menor medida, en el de la oferta de trabajo, siempre en modelos de ciclo vital<sup>20</sup>. Esto es debido a que la metodología del pseudo-panel es especialmente recomendable para este tipo de estudios; en el caso del consumo, además, la controversia citada entre los resultados empíricos con datos micro y macroeconómicos es una razón adicional para examinar la evidencia que pueda aportar el dato de cohorte. Por último, podemos mencionar que la mayoría de los trabajos dedicados al análisis del consumo de ciclo vital suelen enfatizar en sus resultados la importancia de las variables demográficas en el comportamiento del mismo, pasando a segundo plano, en muchas ocasiones, las variables propiamente económicas<sup>21</sup>. Muy probablemente, esta evidencia está relacionada con el

---

<sup>18</sup> Collado obtiene que los estimadores MGM proporcionan mejores resultados cuando la muestra cuenta con hasta diez observaciones temporales, mientras que la situación se invierte cuando el número de éstas asciende a quince.

<sup>19</sup> Debe considerarse la flexibilidad que la utilización de la edad del sustentador principal supone en el diseño de la muestra de cohortes, puesto que sus intervalos pueden definirse tan amplios como se desee.

<sup>20</sup> En particular, podemos citar los siguientes: Browning, Deaton e Irish (1985), Blundell y Walker (1986), Attanasio y Weber (1989 y 1992b), Attanasio y Browning (1992), y Blundell, Meghir y Neves (1993). En la actualidad, se ha abierto una nueva línea de investigación basada en la simulación a partir de la evidencia encontrada en pseudo-paneles; ejemplos de este tipo de ejercicios son: Attanasio, Banks, Meghir y Weber (1994), Banks (1993), y Banks, Blundell y Preston (1993), así como el quinto capítulo de esta tesis.

<sup>21</sup> Por ejemplo, en Attanasio y Browning (1992) y Attanasio y Weber (1992b) el exceso de sensibilidad desaparece en el momento en que se tienen en cuenta los cambios en la composición de la familia y el comportamiento de la oferta de trabajo de los componentes de la misma. Mientras que este último resultado no es sorprendente, dada la alta correlación existente entre el ingreso y las variables de oferta de trabajo, el primero es discutible, pues no parece probable que todo el exceso de sensibilidad detectado pueda venir explicado tan sólo por decisiones familiares en el ciclo de vida, a menos que estemos dispuestos a aceptar una relación directa entre la evolución de la renta y la evolución de la composición de las familias. En cualquier caso, los resultados anteriores han motivado algunos estudios recientes sobre esta cuestión, como son Banks, Blundell y Preston (1993) y Banks (1993).

particular proceso de obtención de los datos empleados en cada caso, y parece deseable una mayor investigación en este terreno para deslindar claramente la influencia de ambos tipos de variables en relación a la muestra de cohortes empleada.

### 3.- OBTENCION DE UN PSEUDO-PANEL A PARTIR DE LOS REGISTROS DE LA ECPF.

Como ya se ha señalado anteriormente, la fuente estadística utilizada ha sido la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF), la cual presenta datos sobre consumo de las economías domésticas españolas con continuidad temporal. La potencialidad de esta encuesta viene reflejada por el hecho de que presenta una desagregación amplísima de los gastos en bienes de consumo; tan amplia que, en muchos casos, supera, en este terreno, algunas de las fuentes estadísticas comparables en otros países. Entre sus limitaciones destacan el limitado período de aplicación, puesto que comenzó a realizarse en 1985, aunque al recogerse la información trimestralmente ello implica un buen número de observaciones, y el hecho de que se ha establecido un período de rotación, a nuestro juicio, excesivamente elevado<sup>22</sup>, que es su principal desventaja frente a sus correlatos extranjeros. Mientras que la primera de las limitaciones reseñadas se corrige por el mero paso del tiempo, la segunda es más preocupante, y sería de desear que el INE estableciera unos criterios de rotación más laxos. Otra de sus grandes desventajas es que, si la información sobre la variable consumo es, sobre el papel, incluso excesiva<sup>23</sup>, la información proporcionada sobre la situación laboral de los individuos es, prácticamente, inexistente, hasta el punto de que imposibilita la realización, para el caso español, de estudios como el de MaCurdy (1983) o Blundell y Walker (1986).

---

<sup>22</sup> Cada economía doméstica permanece en la Encuesta un máximo de ocho trimestres. Dado que su tamaño teórico es de 3200 individuos, ello implica que el límite máximo teórico de la muestra para panel completo es de 400 individuos (en la práctica, siempre bastante inferior), sobre los que se deberían aplicar los necesarios criterios de selección muestral.

<sup>23</sup> A este respecto, cabe señalar que el examen de los registros de la encuesta evidencia que únicamente se suelen registrar las partidas de gasto más desagregadas, sin que se pueda saber si esta deficiencia se produce en el momento de rellenar los cuestionarios de la encuesta por las economías domésticas entrevistadas, o en el proceso de mecanización de los datos. En cualquier caso, ello limita considerablemente las posibilidades de la encuesta con respecto a las que permitía auspiciar su diseño original.

De acuerdo con lo señalado en la sección anterior, la variable fundamental para la construcción de un pseudo-panel es la edad del sustentador principal, pues esta es la variable sobre la que descansa el enlace temporal de las cohortes construidas. A este respecto, la ECPF presenta una tipificación de la misma que daría lugar a un pseudo-panel de 7 cohortes, como se puede comprobar en el Cuadro 3.1. Cabe señalar que, mientras que el número medio de individuos resultante está por encima de los estándares de los pseudo-paneles utilizados en la literatura, el número de cohortes es excesivamente reducido en relación a los mismos. Por otra parte, la dimensión media en número de individuos de cada uno de los intervalos de edad resultantes es demasiado diferente. En ese sentido, afortunadamente, la encuesta ofrece el valor de la edad del sustentador principal en el momento de contestar al cuestionario de la encuesta, lo que permite abordar la realización de tipificaciones diferentes de esta variable a la que se presenta en la misma.

Por otra parte, la periodicidad trimestral de la ECPF plantea un problema adicional, debido a que la aplicación estricta del procedimiento de enlace de cohortes de Deaton por medio de la edad, implicaría desechar tres observaciones temporales por cada uno de los años de la muestra. Este es un problema importante, por cuanto que el modelo teórico que se pretende contrastar es un modelo dinámico, en el que el número total de aquéllas es fundamental. En relación al mismo, podemos señalar que el objetivo del análisis empírico que se pretende realizar no es la verificación del comportamiento de un consumidor individual a lo largo de su ciclo vital, para lo cual la dimensión temporal de la muestra disponible, tan sólo cinco años, es demasiado reducida, sino la verificación de las implicaciones observacionales que la teoría de la renta permanente con expectativas racionales tiene sobre la evolución del consumo individual en dos momentos sucesivos del tiempo, lo que aconseja la utilización del máximo número posible de observaciones por período de tiempo, como una forma de minimizar los problemas asociados a la agregación temporal, de sobra conocidos en la literatura y comentados en el capítulo anterior. En ese sentido, con la finalidad de no perder el 75% de las observaciones disponibles, dada la importancia de esta variable en la disminución de los sesgos por error de medida, se optó por emplear, como fecha de referencia para el enlace de las cohortes por la edad, el primer trimestre de cada año, manteniendo en la muestra el resto de observaciones trimestrales de

un mismo año correspondientes a un mismo intervalo de edades<sup>24</sup>.

Por otro lado, en vista del criterio empleado, parecía aconsejable utilizar variables adicionales para la mejor identificación de las cohortes. En ese sentido, se consideró cruzar la edad con las variables condición o categoría socioeconómica y nivel de estudios terminados del sustentador principal. En los Cuadros 3.2 y 3.3, se ofrecen los tamaños de las cohortes posibles con las tipificaciones de estas variables en la encuesta, pudiéndose comprobar que éstas tampoco permiten una modulación adecuada del binomio  $n^\circ$  de cohortes- $n^\circ$  medio de individuos, al igual que ocurría con la edad del sustentador principal. No se consideraron variables distintas a estas (sexo o tipo de la economía doméstica -soltero/casado-, por ejemplo) porque parecían menos pertinentes a nuestros objetivos empíricos, al margen de que, previsiblemente, darían lugar a tamaños medios excesivamente reducidos para algunas cohortes. Adicionalmente, el empleo de dichas variables proporciona mayor coherencia sociológico-económica al pseudo-panel finalmente obtenido. El procedimiento práctico para el diseño muestral fué considerar la mayor desagregación de las tres variables mencionadas en el primer período de la muestra para, a partir de la misma, ir ampliando la definición de las cohortes de forma que fuera creciendo el número medio de individuos en las mismas, modulando al mismo tiempo su número. Por último, la muestra resultante se extraía para cada uno de los períodos de los cuales se disponía de datos, comprobando que el transcurso del tiempo no alteraba dichos tamaños medios de forma sustancial. Cuando era así, se modificaban los intervalos de edad definidos para el primer trimestre de la muestra y se repetía todo el proceso. Como resultado, se obtuvo una muestra de catorce cohortes, cuya definición en el primer trimestre de la muestra aparece en el Cuadro 3.4.

Previamente al análisis de los tamaños medios obtenidos en cada uno de los períodos, es necesario señalar que la población muestral considerada es la población ocupada. En ese sentido, en el diseño muestral se descartaron todas las economías domésticas que se declaraban parados en busca de empleo, o retirados, jubilados y/o pensionistas. Las cifras del Cuadro 3.5 reflejan que este grupo de individuos oscila entre el 35 y el 40% del total de

---

<sup>24</sup> En Browning, Deaton e Irish (1985), el número de observaciones totales se encuentra entre 80 y 108; en Blundell, Browning y Meghir (1989) asciende a 100; y en Attanasio y Weber (1992b), a 81. En nuestro caso, se eleva a 280 o 210, en función de la categoría de gasto considerada, sin perjuicio de las posteriores pérdidas por diferenciación en el momento de la estimación.

**CUADRO 3.1: DIMENSION DE LAS MUESTRAS DE LA ECPF SEGUN LA EDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL.**

Trimestre	EDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL							Total
	Hasta 25 años.	De 26 a 35 años.	De 36 a 45 años.	De 46 a 55 años.	De 56 a 65 años.	De 66 a 75 años.	Más de 75 años.	
1985,1	70	472	630	684	615	398	180	3049
1985,2	70	485	664	716	638	408	191	3172
1985,3	62	465	669	707	633	413	192	3141
1985,4	57	472	684	692	640	430	190	3165
1986,1	58	449	660	647	654	414	183	3065
1986,2	52	409	595	560	577	347	195	2735
1986,3	48	425	583	613	629	381	232	2911
1986,4	51	449	582	652	633	410	215	2992
1987,1	51	449	602	658	668	416	217	3061
1987,2	51	452	611	677	671	423	228	3113
1987,3	46	439	613	690	657	422	217	3084
1987,4	45	469	599	671	664	414	200	3062
1988,1	52	449	596	620	664	447	206	3034
1988,2	49	444	596	648	645	415	201	2998
1988,3	56	484	626	657	672	407	191	3093
1988,4	52	480	613	703	661	423	190	3122
1989,1	51	430	609	605	654	483	236	3068
1989,2	46	459	598	598	658	481	229	3069
1989,3	50	454	622	630	664	467	214	3101
1989,4	56	468	623	636	680	453	215	3131

Fte: Resultados de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Varios años.

**CUADRO 3.2: DIMENSION DE LAS MUESTRAS DE LA ECPF SEGUN LA SITUACION Y CATEGORIA SOCIOECONOMICA DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL.**

Trimestre	CATEGORIA SOCIOECONOMICA DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL							Total
	Empresarios		Directores,		Obreros y resto personal			
	Agr. sin as. No agr. sin		cuadr. sup.		No agrarios Resto pers.,			
	Con asal. y	y mbrs. de	asalariados	y medios, y	Agrarios	sin especia obr. esp., y	Resto pers.,	
prof. lib.	coop. agr.	y trab. ind.	of. FAS	-lización	subof. FAS			
1985,1	98	157	219	137	82	313	820	1826
1985,2	82	170	222	149	89	286	901	1899
1985,3	84	157	251	119	94	304	909	1918
1985,4	83	164	253	127	84	341	886	1938
1986,1	74	154	240	134	82	332	846	1862
1986,2	72	126	215	116	72	250	798	1649
1986,3	66	125	237	118	68	288	849	1751
1986,4	77	154	249	133	76	306	833	1828
1987,1	90	149	239	139	81	298	864	1860
1987,2	82	144	255	130	77	283	930	1901
1987,3	71	141	253	119	75	295	939	1893
1987,4	63	157	246	113	89	293	908	1869
1988,1	69	150	215	135	90	261	926	1846
1988,2	67	146	221	117	78	279	927	1835
1988,3	69	155	236	107	76	286	973	1902
1988,4	66	171	252	117	79	274	959	1918
1989,1	75	130	223	137	69	273	941	1848
1989,2	72	140	225	141	68	247	950	1843
1989,3	72	138	247	152	78	274	949	1910
1989,4	81	139	251	143	74	266	952	1906

Fte: Resultados de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Varios años.

**CUADRO 3.3: DIMENSION DE LAS MUESTRAS DE LA ECPF SEGUN EL NIVEL DE ESTUDIOS REALIZADOS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL.**

**NIVEL DE ESTUDIOS REALIZADOS DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL**

Trimestre	Analfabetos	Sin estudios	Enseñanza 1er Grado	Enseñanza de 2º grado		Enseñanza de 3er grado 2º y 3er		Total
				1er Ciclo	2º Ciclo	1er Ciclo	Ciclo	
1985,1	141	815	1376	275	202	132	108	3049
1985,2	140	805	1519	248	198	147	115	3172
1985,3	137	778	1540	264	212	121	89	3141
1985,4	120	804	1559	253	211	120	98	3165
1986,1	115	796	1488	233	215	117	101	3065
1986,2	111	734	1302	193	199	110	86	2735
1986,3	133	762	1398	211	210	106	91	2911
1986,4	124	779	1415	242	226	114	92	2992
1987,1	122	805	1423	256	236	118	101	3061
1987,2	132	809	1449	259	245	117	102	3113
1987,3	121	822	1438	251	240	118	94	3084
1987,4	116	784	1438	263	255	111	95	3062
1988,1	134	729	1397	279	271	117	107	3034
1988,2	126	730	1404	277	245	116	100	2998
1988,3	125	746	1458	273	260	129	102	3093
1988,4	117	808	1459	257	260	124	97	3122
1989,1	151	710	1387	303	284	124	109	3068
1989,2	160	719	1386	303	268	123	110	3069
1989,3	139	743	1419	285	279	127	109	3101
1989,4	138	732	1476	267	289	121	108	3131

Fte: Resultados de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Varios años.

**CUADRO 3.4: DEFINICION DE LAS COHORTES.**

- 1.- **Empresarios analfabetos y sin estudios con edad comprendida entre 23 y 62 años.**
- 2.- **Empresarios con enseñanza de primer grado, con edad comprendida entre 23 y 45 años.**
- 3.- **Empresarios con enseñanza de primer grado, con edad comprendida entre 46 y 62 años.**
- 4.- **Empresarios con estudios superiores al primer grado, con edad comprendida entre 23 y 62 años.**
- 5.- **Directores, gerentes y cuadros superiores, medios y oficiales de las FAS, con edad comprendida entre 23 y 62 años.**
- 6.- **Obreros, agrarios o no, y resto del personal administrativo, comercial y técnico, suboficiales y clases de las FAS, analfabetos y sin estudios, con edad comprendida entre 23 y 49 años.**
- 7.- **Obreros, agrarios o no, y resto del personal administrativo, comercial y técnico, suboficiales y clases de las FAS, analfabetos y sin estudios, con edad comprendida entre 50 y 62 años.**
- 8.- **Resto del personal administrativo, comercial y técnico, obreros especializados, suboficiales y clases de las FAS, con enseñanza de primer grado y edad comprendida entre 23 y 35 años.**
- 9.- **Resto del personal administrativo, comercial y técnico, obreros especializados, suboficiales y clases de las FAS, con enseñanza de primer grado y edad comprendida entre 36 y 45 años.**
- 10.- **Resto del personal administrativo, comercial y técnico, obreros especializados, suboficiales y clases de las FAS, con enseñanza de primer grado y edad comprendida entre 46 y 62 años.**
- 11.- **Resto del personal administrativo, comercial y técnico, obreros especializados, suboficiales y clases de las FAS, con enseñanza de segundo grado, 1º ciclo, con edad entre 23 y 62 años.**
- 12.- **Resto del personal administrativo, comercial y técnico, obreros especializados, suboficiales y clases de las FAS, con enseñanza de segundo grado, 2º ciclo, y superior, con edad entre 23 y 62 años.**
- 13.- **Obreros agrarios y no agrarios sin especializar, con estudios y edad comprendida entre 23 y 39 años.**
- 14.- **Obreros agrarios y no agrarios sin especializar, con estudios y edad comprendida entre 40 y 62 años.**

Nota: Los intervalos de edad corresponden al año 1985.

**CUADRO 3.5: DIMENSION DE LAS MUESTRAS DE LA ECPF SEGUN LA SITUACION EN LA ACTIVIDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL.**

Trimestre	SITUACION EN LA ACTIVIDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL							
	Declara trabajar			Parado que busca empleo	Retirado, Jubilado, Pensionista	Dedicado excl. a lab. del hogar	Otros	Total
	Tr. más de 1/3 JLN	Tr. menos de 1/3 JLN	Total					
1985,1	1755	71	1826	220	920	53	30	3049
1985,2	1839	60	1899	212	960	61	40	3172
1985,3	1854	64	1918	173	974	51	25	3141
1985,4	1875	63	1938	159	996	48	24	3165
1986,1	1802	60	1862	175	946	60	22	3065
1986,2	1597	52	1649	153	870	41	22	2735
1986,3	1707	44	1751	151	948	44	17	2911
1986,4	1785	43	1828	147	957	36	24	2992
1987,1	1801	59	1860	165	983	28	25	3061
1987,2	1851	50	1901	155	1004	31	22	3113
1987,3	1844	49	1893	162	979	33	17	3084
1987,4	1830	39	1869	155	981	38	19	3062
1988,1	1803	43	1846	132	1022	21	13	3034
1988,2	1784	51	1835	143	981	27	12	2998
1988,3	1855	47	1902	150	989	29	23	3093
1988,4	1878	40	1918	165	986	33	20	3122
1989,1	1820	28	1848	97	1093	16	14	3068
1989,2	1811	32	1843	103	1089	19	15	3069
1989,3	1879	31	1910	110	1040	21	20	3101
1989,4	1872	34	1906	146	1037	25	17	3131

Fte: Resultados de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares. Varios años.

observaciones individuales disponibles. Sin embargo, estas cifras deben matizarse, cuando se considera su impacto en función de las edades consideradas en la construcción del pseudo-panel. Si sólo consideramos dichas edades, las pérdidas se reducen, aproximadamente, a un 15% del total, confirmando que la parte fundamental de las mismas se producen en el segundo de los grupos de individuos citados, como muestra el Cuadro 3.6, y como era de esperar si tenemos en cuenta que la edad máxima del pseudo-panel en 1985 es de 62 años. Por otra parte, existen razones poderosas para no considerar ambos grupos de individuos, ya examinadas en el capítulo anterior. En la literatura comparada aparece bastante generalizada la opinión de que, caso de que existan restricciones de liquidez en el consumo agregado, el grupo de población que más padecerá el efecto de las mismas incluirá, obviamente, a los parados. Esta es precisamente la justificación de los estudios con dato macroeconómico que toman la significatividad de la tasa de paro en una regresión del consumo agregado, como prueba de la existencia de tales restricciones. Por otra parte, existe una abundante evidencia para otras economías en la que se pone de manifiesto el escaso poder predictivo del modelo de la renta permanente para la población retirada. Dado que en el presente estudio se pretende verificar el cumplimiento del mismo, parece aconsejable depurar las muestras de los grupos poblacionales de "alto riesgo de incumplimiento", valgase la redundancia, buscando verificar el contraste del modelo para aquéllos grupos de población para los que es previsible un, en principio, buen ajuste, a pesar de que esta forma de proceder reduzca los tamaños medios de las cohortes<sup>25</sup>. Por último, se impusieron algunas condiciones de coherencia en la selección de individuos para la construcción del pseudo-panel. Estas fueron, fundamentalmente, dos:

a) descartar todos aquéllos individuos que declaraban unos gastos totales en consumo o unos ingresos totales nulos.

b) descartar aquéllos individuos que declaraban un gasto total en consumo superior al ingreso en un 33% del mismo.

Con todos estos requerimientos, los tamaños obtenidos en número medio de individuos para cada una de las cohortes consideradas en cada uno de los trimestres de la muestra se presentan en el Cuadro 3.7.

---

<sup>25</sup> Creemos que este es un buen ejemplo del conflicto que existe entre la obtención de un pseudo-panel con garantías estadístico-econométricas y la obtención de muestras con la suficiente representatividad en los estudios económicos.

**CUADRO 3.6: NUMERO DE INDIVIDUOS EN RELACION A SU SITUACION LABORAL SEGUN LA ECPF**

Trimestre	Entre 23 y 62 años de edad en 1985.1								Menores de 23 y mayores de 62 años de edad en 1985.1								
	Total	Total	%	Parados	%	Inactivos	%	Ocupados	%	Total	%	Parados	%	Inactivos	%	Ocupados	%
1985,1	3043	2275	74,8	207	6,8	324	10,6	1744	57,3	768	25,2	8	0,3	679	22,3	81	2,7
1985,2	3170	2369	74,7	200	6,3	360	11,4	1809	57,1	801	25,3	10	0,3	701	22,1	90	2,8
1985,3	3140	2345	74,7	165	5,3	339	10,8	1841	58,6	795	25,3	8	0,3	710	22,6	77	2,5
1985,4	3163	2357	74,5	153	4,8	347	11,0	1857	58,7	806	25,5	6	0,2	719	22,7	81	2,6
1986,1	3059	2271	74,2	164	5,4	330	10,8	1777	58,1	788	25,8	8	0,3	698	22,8	82	2,7
1986,2	2733	2002	73,3	146	5,3	274	10,0	1582	57,9	731	26,7	6	0,2	659	24,1	66	2,4
1986,3	2907	2096	72,1	140	4,8	273	9,4	1683	57,9	811	27,9	9	0,3	734	25,2	68	2,3
1986,4	2990	2156	72,1	137	4,6	270	9,0	1749	58,5	834	27,9	8	0,3	747	25,0	79	2,6
1897,1	3056	2198	71,9	153	5,0	265	8,7	1780	58,2	858	28,1	9	0,3	769	25,2	80	2,6
1987,2	3110	2243	72,1	144	4,6	280	9,0	1819	58,5	867	27,9	10	0,3	775	24,9	82	2,6
1987,3	3082	2233	72,5	152	4,9	268	8,7	1813	58,8	849	27,5	10	0,3	760	24,7	79	2,6
1987,4	3060	2230	72,9	147	4,8	298	9,7	1785	58,3	830	27,1	8	0,3	739	24,2	83	2,7
1988,1	3120	2287	73,3	157	5,0	299	9,6	1831	58,7	833	26,7	7	0,2	740	23,7	86	2,8
1988,2	3089	2273	73,6	139	4,5	312	10,1	1822	59,0	816	26,4	9	0,3	728	23,6	79	2,6
1988,3	2996	2179	72,7	134	4,5	292	9,7	1753	58,5	817	27,3	9	0,3	728	24,3	80	2,7
1988,4	3034	2172	71,6	125	4,1	269	8,9	1778	58,6	862	28,4	7	0,2	787	25,9	68	2,2
1989,1	3129	2259	72,2	137	4,4	281	9,0	1841	58,8	870	27,8	8	0,3	797	25,5	65	2,1
1989,2	3099	2220	71,6	103	3,3	273	8,8	1844	59,5	879	28,4	6	0,2	807	26,0	66	2,1
1989,3	3068	2152	70,1	96	3,1	281	9,2	1775	57,9	916	29,9	6	0,2	842	27,4	68	2,2
1989,4	3068	2127	69,3	88	2,9	257	8,4	1782	58,1	941	30,7	9	0,3	866	28,2	66	2,2
Media	3056	2222	72,7	144	4,7	295	9,6	1783	58,4	834	27,3	8	0,3	749	24,5	76	2,5

Nota: Sólo se han considerado aquéllos individuos que no ofrecían cifras de ingreso o gasto nulas. Los porcentajes están calculados sobre el número total de individuos y no sobre los totales parciales.

**CUADRO 3.7: TAMAÑOS EFECTIVOS DE CADA COHORTE (Nº DE INDIVIDUOS).**

NC																				Media	
	1985,1	1985,2	1985,3	1985,4	1986,1	1986,2	1986,3	1986,4	1987,1	1987,2	1987,3	1987,4	1988,1	1988,2	1988,3	1988,4	1989,1	1989,2	1989,3	1989,4	por cohorte
1	88	76	90	84	80	91	88	104	99	95	99	93	112	116	96	89	94	103	95	86	94
2	109	122	121	127	130	116	113	114	118	115	117	134	135	126	121	132	150	145	139	131	126
3	151	148	146	158	145	106	136	146	148	162	146	142	134	113	118	114	116	104	96	104	132
4	85	83	98	92	86	82	75	99	103	99	92	88	97	97	90	93	103	97	100	99	93
5	134	144	116	124	131	113	115	130	138	129	119	111	116	106	117	134	141	152	141	136	127
6	136	118	125	131	144	110	137	114	130	138	134	126	134	127	123	125	117	121	101	110	125
7	109	122	117	117	96	86	88	97	96	98	108	108	94	82	87	87	86	85	73	83	96
8	87	126	116	115	105	114	110	121	139	139	136	130	165	156	141	137	153	155	165	147	133
9	125	152	158	151	145	140	148	157	148	155	157	152	150	152	147	137	150	162	136	152	149
10	155	188	203	191	178	163	177	165	158	187	195	179	172	173	182	179	163	160	166	148	174
11	154	144	139	146	128	108	128	115	112	132	127	137	135	144	149	149	147	145	161	155	138
12	181	178	182	178	189	181	189	175	194	202	206	210	215	242	208	221	217	212	211	223	201
13	99	94	92	96	94	80	84	108	99	99	107	109	104	96	107	95	110	112	96	100	99
14	131	114	138	147	145	106	120	125	138	113	107	108	100	117	94	104	88	98	89	102	114
Media por período	125	129	132	133	128	114	122	126	130	133	132	131	133	132	127	128	131	132	126	127	

#### 4.- VARIABLES CONSIDERADAS Y SU OBTENCION.

La ECPF presenta, en principio una elevada desagregación del gasto en consumo, que resume en nueve agregados principales, que son los siguientes:

- 1) Alimentos, bebidas y tabaco (GAL).
- 2) Vestido y calzado (GVE).
- 3) Vivienda, calefacción y alumbrado (GVIV).
- 4) Muebles, enseres y servicios del hogar (GMEN).
- 5) Servicios médicos y gastos sanitarios (GMED).
- 6) Transporte y comunicaciones (GTYC).
- 7) Esparcimiento, enseñanza y cultura (GEE).
- 8) Otros bienes y servicios (GOT).
- 9) Otros gastos no mencionados anteriormente (GNOM).

En los Cuadros 4.1, 4.2 y 4.3 se presentan, respectivamente, las cifras ofrecidas por la propia encuesta en cuanto a los gastos medios por persona, por unidad de consumo y por hogar, los valores en términos reales, de las partidas de gasto de la anterior relación, calculadas en base al correspondiente subíndice del IPC, y las participaciones de cada uno de los mismos en el total. En el Gráfico 4.1 se presenta la evolución temporal del gasto total en consumo en términos reales. Se aprecia claramente una característica esencial de dicha evolución: la fuerte estacionalidad, radicada sobre todo en una acusada elevación en el último trimestre de cada año, con la subsiguiente caída en el trimestre siguiente. En cualquier caso, este patrón estacional muestra alteraciones en el último año de la muestra, posiblemente debido a un definitivo relanzamiento del consumo privado en dichas fechas, consecuencia de la fase de expansión económica experimentada por la economía española en estos años. El Gráfico 4.2 muestra que no existen distinciones en cuanto al patrón temporal evidenciado en el Gráfico anterior con ninguno de los gastos medios considerados. Sin embargo, los Gráficos 4.3 y 4.4 permiten observar la existencia de comportamientos temporales diferenciados en el momento en que se consideran partidas de gasto más desagregadas, como, por otra parte, era de esperar. En primer lugar, parece que la estacionalidad del gasto total en consumo es resultado del comportamiento de algunas partidas de gasto, particularmente GAL, GVIV, y,

**CUADRO 4.1: GASTO TRIMESTRAL TOTAL Y MEDIO**

Trimestre	Gasto en términos nominales				Gasto en términos reales			
	Total	Gasto medio			Total	Gasto medio		
		Por Persona	Por ud. de Consumo	Por Hogar		Por Persona	Por ud. de Consumo	Por Hogar
1985,1	3622916	95529	129481	346420	30815,8	812,6	1101,3	2946,6
1985,2	3683404	96752	131281	352949	30953,0	813,0	1103,2	2966,0
1985,3	3746340	98383	133437	358449	31072,8	816,0	1106,7	2973,0
1985,4	4059832	106297	144115	385496	33033,6	864,9	1172,6	3136,7
1986,1	3872972	101154	136973	366134	30344,5	792,5	1073,2	2868,6
1986,2	3904066	101854	137747	364825	30256,3	789,4	1067,5	2827,4
1986,3	4143136	107951	145707	385888	31395,3	818,0	1104,1	2924,1
1986,4	4541549	118118	159322	421697	34019,1	884,8	1193,4	3158,8
1987,1	4316223	112568	151709	401247	31869,7	831,2	1120,2	2962,7
1987,2	4410744	114970	154630	407693	32352,6	843,3	1134,2	2990,4
1987,3	4538564	118350	159028	420404	32872,3	857,2	1151,8	3044,9
1987,4	4893554	127117	170842	450976	35037,4	910,1	1223,2	3228,9
1988,1	4523639	118455	159047	421352	31991,8	837,7	1124,8	2979,9
1988,2	4630266	120460	161686	424230	32638,2	849,1	1139,7	2990,3
1988,3	4859375	125469	168705	444478	33397,8	862,3	1159,5	3054,8
1988,4	5338701	138387	185213	483872	36235,5	939,3	1257,1	3284,2
1989,1	5399363	139703	187147	490683	35947,8	930,1	1246,0	3266,9
1989,2	5311227	137193	183798	481537	35011,4	904,4	1211,6	3174,3
1989,3	5558245	143384	191763	496986	35729,0	921,7	1232,7	3194,7
1989,4	6064026	156256	208536	539442	38428,6	990,2	1321,5	3418,5

Fte: ECPF, resultados de distintos años e IPC.

**CUADRO 4.2: GASTO TRIMESTRAL MEDIO POR HOGAR POR GRANDES GRUPOS DE GASTO EN TERMINOS REALES**

	Grupos de Gasto de la ECPF									
	Total	Allmentos, Bebidas y Tabaco	Vestido y Calzado	Vivienda, Calefac. y Alumbrado	Muebles, enseres y serv. hog.	Servicios médicos y gto. san.	Transp. y Comunic.	Esparcim., enseñanza y cultura	Otros bienes y servicios	Otros gto. no menc. anter.
1985,1	2947	863	293	615	200	68	349	207	268	85
1985,2	2966	863	309	595	192	68	389	188	294	97
1985,3	2973	859	257	606	219	67	384	162	347	73
1985,4	3137	921	351	622	195	62	390	207	299	119
1986,1	2869	837	312	571	192	71	344	207	280	74
1986,2	2827	841	304	574	184	66	345	152	283	80
1986,3	2924	860	288	596	189	58	433	153	307	61
1986,4	3159	935	362	630	190	72	389	206	298	109
1987,1	2963	839	316	587	192	68	394	205	284	78
1987,2	2990	870	304	593	189	73	413	166	296	87
1987,3	3045	858	271	629	195	68	456	158	348	65
1987,4	3229	898	350	678	209	68	408	216	300	102
1988,1	2960	835	303	613	183	72	382	211	295	85
1988,2	2990	838	292	619	185	78	419	165	304	91
1988,3	3058	819	265	640	214	77	436	175	356	72
1988,4	3284	880	347	691	208	83	448	218	311	98
1989,1	3267	843	333	660	229	87	442	233	318	121
1989,2	3174	849	303	642	202	81	462	180	338	117
1989,3	3195	828	285	662	219	87	485	193	385	71
1989,4	3419	882	337	714	248	79	457	240	349	113

Fu: ECPF, resultados para distintos años, e IPC.

**Cuadro 4.3: PARTICIPACION EN EL TOTAL DEL GASTO MEDIO POR HOGAR EN LOS GRANDES GRUPOS DE GASTO**

	Gasto Trimestral medio por Hogar en términos reales									
	Total	Allmentos, Bebidas y Tabaco	Vestido y Calzado	Vivienda, Calefac. y Alumbrado	Muebles, enseres y serv. hog.	Servicios médicos y gto. san.	Transp. y Comunic.	Esparcim., enseñanza y cultura	Otros bienes y servicios	Otros gto. no menc. anter.
1985,1	100,0	29,3	9,9	20,9	6,8	2,3	11,8	7,0	9,1	2,9
1985,2	100,0	29,1	10,4	20,1	6,2	2,3	13,1	5,7	9,9	3,3
1985,3	100,0	28,9	8,6	20,4	7,4	2,2	12,9	5,4	11,7	2,4
1985,4	100,0	29,4	11,2	19,8	6,2	2,0	11,5	6,6	9,5	3,8
1986,1	100,0	29,2	10,9	19,9	6,7	2,5	12,0	7,2	9,1	2,6
1986,2	100,0	29,7	10,7	20,3	6,5	2,3	12,2	5,4	10,0	2,8
1986,3	100,0	29,4	9,2	20,4	6,4	2,0	14,8	5,2	10,5	2,1
1986,4	100,0	29,6	11,5	19,9	6,0	2,3	11,7	6,5	9,1	3,4
1987,1	100,0	28,3	10,7	19,8	6,5	2,3	13,3	6,9	9,6	2,6
1987,2	100,0	29,1	10,2	19,8	6,3	2,4	13,8	5,8	9,9	2,9
1987,3	100,0	28,1	8,9	20,6	6,4	2,2	15,0	5,2	11,4	2,1
1987,4	100,0	27,8	10,9	21,0	6,5	2,1	12,6	6,7	9,3	3,2
1988,1	100,0	28,0	10,2	20,6	6,2	2,4	12,8	7,1	9,9	2,9
1988,2	100,0	28,0	9,8	20,7	6,2	2,6	14,0	5,5	10,2	3,0
1988,3	100,0	26,8	8,7	21,0	7,0	2,5	14,3	5,7	11,8	2,4
1988,4	100,0	26,6	10,6	21,0	6,3	2,5	13,6	6,6	9,5	3,0
1989,1	100,0	25,8	10,2	20,2	7,0	2,7	13,5	7,1	9,7	3,7
1989,2	100,0	26,8	9,5	20,2	6,4	2,6	14,6	5,7	10,6	3,7
1989,3	100,0	25,9	8,3	20,7	6,8	2,7	15,2	6,0	12,1	2,2
1989,4	100,0	25,8	9,9	20,9	7,3	2,3	13,4	7,0	10,2	3,3
Media	100,0	28,1	10,0	20,4	6,6	2,4	13,3	6,2	10,1	2,9

Fu: ECPF, resultados para distintos años, e IPC.

GRAFICO 4.1.

GASTO REAL TOTAL EN CONSUMO EN LA ECPF.  
(1985.1-1989.4)

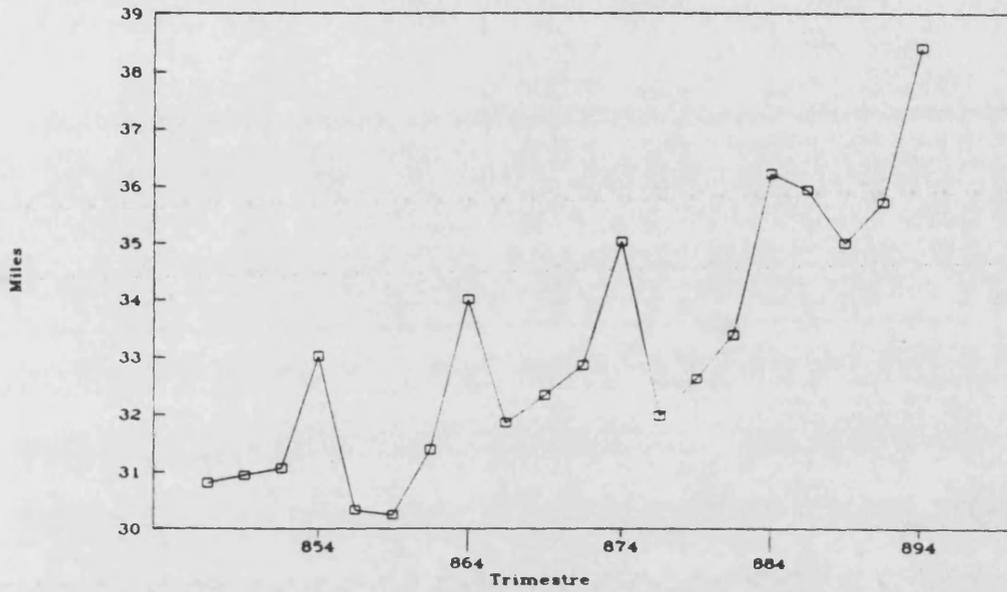


GRAFICO 4.2.

GASTO REAL MEDIO EN CONSUMO EN LA ECPF.  
(1985.1-1989.4)

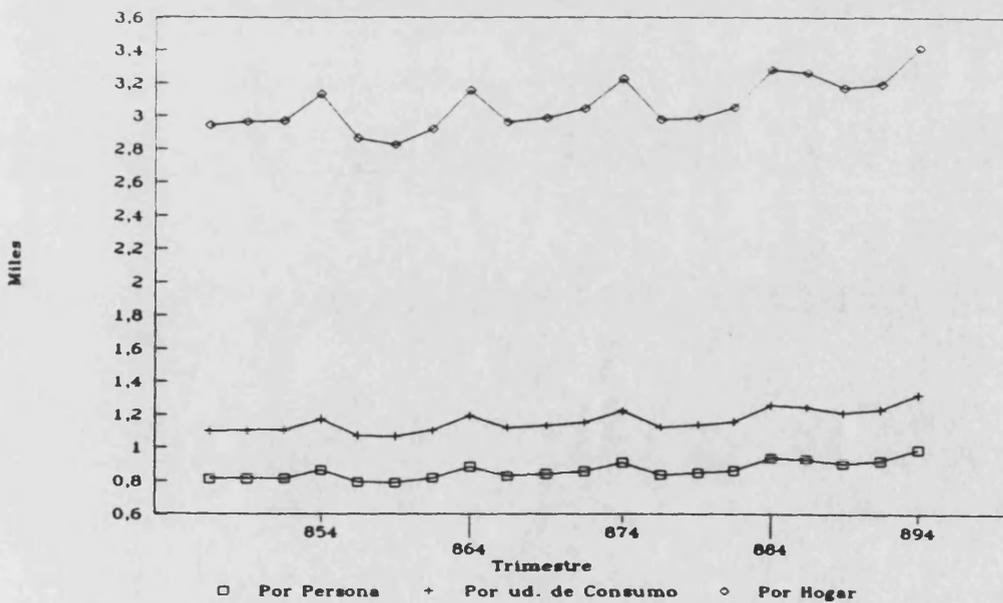


GRAFICO 4.3.  
GRUPOS DE GASTO REAL EN LA ECPF.  
(1985.1-1989.4)

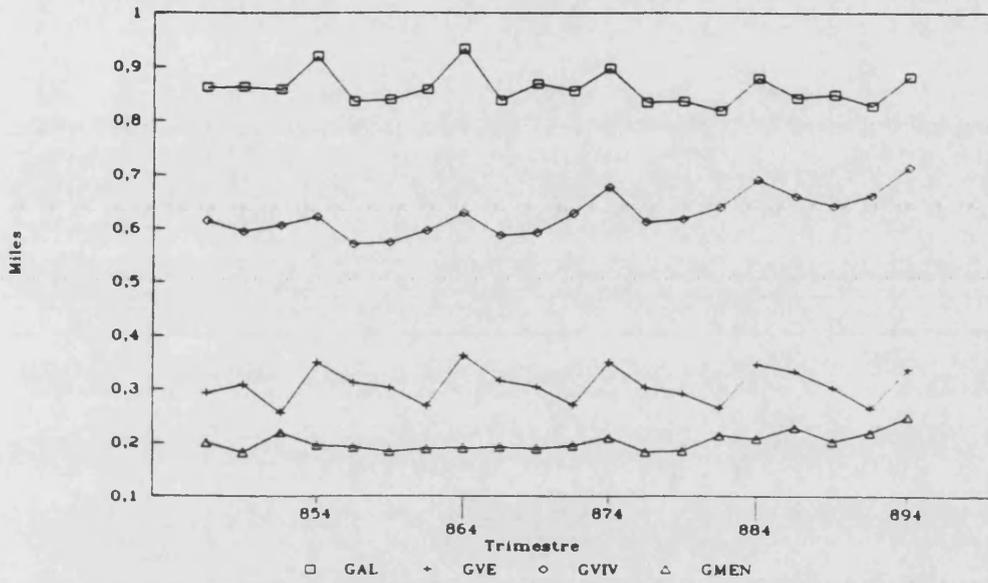
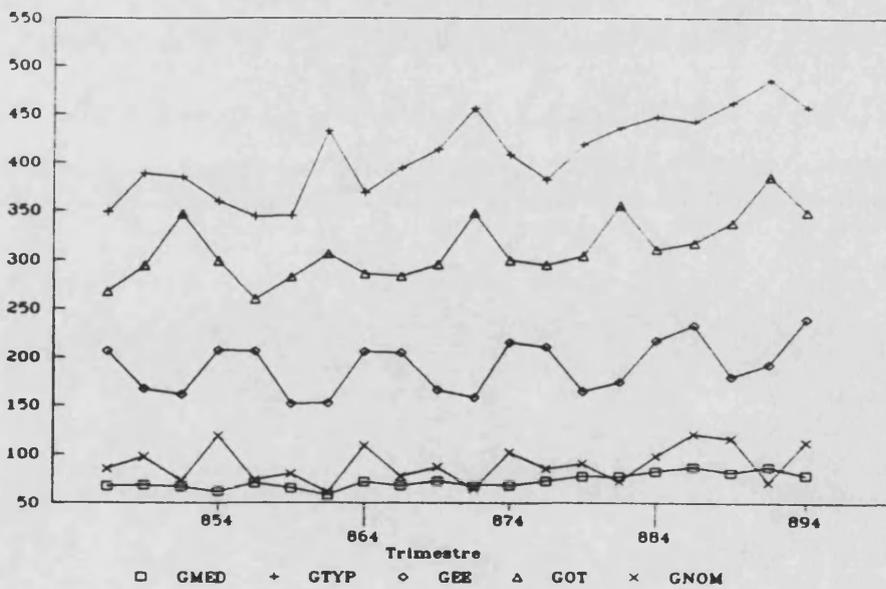


GRAFICO 4.4.  
GRUPOS DE GASTO REAL EN LA ECPF (CONTINUACION).  
(1985.1-1989.4)



en mucha menor medida, GVE, GEE y GNOM. Sin embargo, el resto de partidas de gasto evidencia un comportamiento estacional diferente, como GOT, o carente totalmente de estacionalidad, como GTYC, GMED y GMEN. Es reseñable también la tendencia descendente de GAL, por contraposición a la estabilidad de algunos agregados, como GMED, o la tendencia creciente de otros, como GVIV. Estas conclusiones no son sorprendentes, por cuanto que la mayoría de ellas eran perfectamente previsibles a priori, aunque son muy relevantes por cuanto que ponen de manifiesto la importancia de la agregación en este terreno.

En cualquier caso, se han considerado en este estudio cuatro grandes agregados de gasto en consumo:

- a) gasto total en consumo (CT).
- b) gasto en alimentos, bebidas y tabaco (GAL).
- c) gasto en una categoría de bienes no duraderos, obtenida por ampliación de la anterior (CND).
- d) gasto en una categoría de bienes duraderos (CD).

En este terreno, hemos de señalar que la elección de uno u otro agregado no es una cuestión carente de importancia debido a varias razones. En el plano teórico, se han planteado serias dudas sobre la relación entre el grado de durabilidad de los bienes y el cumplimiento del modelo. Además, ha sido también objeto de debate qué bienes se deben incluir en unas u otras categorías de gasto, aunque la práctica generalizada en el análisis empírico, hasta hace bien poco, ha sido considerar el gasto total en consumo, o bien considerar un agregado particular de gasto, sobre todo en el contraste con datos microeconómicos, en función del agregado que ofrezca la fuente estadística utilizada<sup>26</sup>. Dicho debate aconsejaba, dada la riqueza de la ECPF en este terreno, considerar distintas variables de gasto para verificar si existen diferencias en el ajuste del modelo para las mismas. Sin embargo, la realidad de la información contenida en los registros de la encuesta

---

<sup>26</sup> Es bien conocido que la utilización del PSID para la economía estadounidense ha conducido a la profusión de resultados para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco, debido a que éste es precisamente el dato disponible en el mismo, como ya señalamos en el capítulo anterior.

reveló muy pronto que este era un objetivo problemático, debido al agravamiento del problema de la censura en cuanto se descendía a los conceptos de gasto más desagregados. La metodología de Deaton para la construcción de pseudo-paneles no considera en ningún momento la posibilidad de que exista un número de individuos importante que, satisfaciendo los requisitos necesarios para ser incluidos en el pseudo-panel, presenten valores nulos en las variables relevantes a estudiar. Debe considerarse que la presencia de estos individuos falsea las variables medias obtenidas, al deprimirlas. Era imprescindible, entonces, considerar agregados de gasto en consumo que no presentaran valores nulos o para las que el número de estos fuera prácticamente despreciable, como ocurre con CT y GAL. En el caso del gasto en bienes no duraderos, la solución adoptada fue considerar una variable obtenida por ampliación del gasto en alimentos, bebidas y tabaco, considerando además aquellos agregados que presentaban el menor número posible de ceros, de forma que las muestras obtenidas apenas difieran de los que se habían obtenido para CT y GAL. En el caso de los bienes duraderos, el problema era notablemente más acusado, de forma que, a pesar de seleccionar aquéllos gastos que presentaban esta propiedad, era inevitable una cierta reducción en el número medio de individuos de las cohortes, con el correspondiente agravamiento de los sesgos por error de medida, como se puede comprobar en el Cuadro 4.4. En cualquier caso, una verificación empírica rigurosa del comportamiento del consumo en este tipo de bienes era imposible, al carecer de los necesarios datos de stock, de forma que la consideración del mismo en el análisis se realizó con el objetivo de observar si verificaban la hipótesis del paseo aleatorio, con una mera finalidad comparativa con respecto al resto de agregados de gasto en consumo considerados.

**CUADRO 4.4: ANALISIS DE LAS MUESTRAS DE INDIVIDUOS DE LA ECPF SEGUN LAS CATEGORIAS DE GASTO CONSIDERADAS.**

NC	GAL y CND			CD			
	CT	Tamaño	Pérdidas	CT	Tamaño	Pérdidas	% de
851-894	medio	en nº ind	862-894	medio	en nº in	pérdida	
1	94	93	1	97	82	15	16
2	126	125	1	127	115	12	9
3	132	131	1	126	105	20	16
4	93	92	1	94	87	8	8
5	127	126	1	127	123	4	3
6	125	124	1	123	107	16	13
7	96	96	0	91	77	13	15
8	133	132	1	141	131	10	7
9	149	148	0	150	138	11	7
10	174	173	1	170	157	13	8
11	138	137	1	136	129	7	5
12	201	199	1	207	198	9	5
13	99	99	1	100	91	10	10
14	114	114	0	107	93	14	13
Medias por variable	129	128	1	128	117	12	10

Descendiendo al desglose de las partidas consideradas en la elaboración de cada uno de estos agregados, éstas fueron<sup>27</sup>:

**1) Gasto en bienes no duraderos (CND):**

a) GAL.

b) Gasto en carburantes y lubricantes (GGASL).

c) Gasto en calefacción, alumbrado y distribución de agua (GALVEA).

d) Gasto en servicios de transporte y en correos y en comunicaciones (GCOR).

**2) Gasto en bienes duraderos (CD):**

a) Gasto en vehículos para transporte personal y en utilización de vehículos (GTP).

b) Gasto en aparatos de imagen y sonido, y en material fotográfico y otros artículos de esparcimiento (GTELE).

c) Gasto en muebles, accesorios fijos, revestimientos de suelo y sus reparaciones (GMUEL).

d) Gasto en artículos de menaje en textil, otros accesorios y sus reparaciones; gasto en cristalería, vajilla, utensilios del hogar y sus reparaciones; y artículos de menaje no duraderos y servicios del hogar (GCRIS).

e) Artículos recreativos (GREC).

En alguno de los casos citados, fue imposible obtener partidas más desagregadas que las citadas, como hubiera sido nuestro deseo, debido a la carencia de los subíndices de precios que se requerían para transformar las variables en términos reales. Esta es la razón por la que algunas partidas que componen el gasto en bienes duraderos contienen gastos que podríamos considerar como no duraderos, si bien su cuantía es de menor entidad.

Por lo que se refiere a los índices de precios utilizados para la obtención de las variables de gasto en términos reales, se impuso, en todos los casos, la existencia de una correspondencia estricta entre ambos. En ese sentido, se elaboraron los índices de precios

---

<sup>27</sup> Todos los datos individuales de gasto e ingreso de la encuesta se presentan originariamente en la misma elevados temporal y espacialmente. Para poder trabajar con los datos individuales originales fué necesario someter la información a la corrección pertinente en base a los factores utilizados por el INE para cada economía doméstica, información que se encuentra en los propios registros de la encuesta.

a partir de los subíndices del IPC, y sus ponderaciones, proporcionados ambos por el INE. Debe tenerse en cuenta que la clasificación de gastos que realiza la ECPF incorpora un nuevo grupo de gasto no considerado en la elaboración del IPC, el noveno, "Otros gastos no mencionados anteriormente"<sup>28</sup>, aunque este hecho no fue relevante para la elaboración de los índices de precios requeridos, dados los agregados de gasto considerados en el mismo.

No fué posible la obtención de unos índices de precios con el suficiente grado de variabilidad individual para cada cohorte, dado que éste se perdía al promediar para todos los individuos de la misma. Es decir, las diferencias que se obtenían en los índices de precios eran tan mínimas que se optó por emplear directamente los índices agregados, tanto más cuanto que los programas necesarios para la lectura de las cintas de la encuesta se tornaban tremendamente complejos. Tengase en cuenta que tales diferencias, siendo de por sí pequeñas, se perdían al obtener las variables en términos logarítmicos y en términos reales.

En cualquier caso, en el Cuadro 4.5 se presentan las cifras de los distintos subíndices de precios para cada uno de los ocho grupos de gasto considerados por el INE en la elaboración del IPC, así como la ponderación de cada uno de ellos en el agregado total. En ese sentido, debe tenerse en cuenta que, cuando en el apartado anterior se presentaban las cifras del noveno grupo de gasto de la ECPF, su valor se había obtenido por diferencia entre las cifras reales obtenidas para el gasto total en consumo y la suma de los restantes ocho grupos. En el Gráfico 4.5 se presenta la evolución temporal tanto del gasto total en consumo como del gasto en alimentos, bebidas y tabaco, no observándose ninguna característica relevante en el mismo, al margen de su continuo crecimiento. En el Cuadro 4.6, se presentan los índices de precios obtenidos para cada uno de los agregados de gasto considerados. Cabe destacar que no fue posible obtener los mencionados subíndices correspondientes a las partidas consideradas de gasto en duraderos y en no duraderos para las cuatro observaciones del primer año de la muestra, razón por la que, en este caso, el análisis empírico se tuvo que circunscribir a las quince observaciones temporales restantes. En el Cuadro 4.7 se presenta

---

<sup>28</sup> Este grupo incluye los siguientes grupos de gasto: impuesto sobre animales, permiso de caza y pesca y otras tasas; primas brutas de seguros; dinero de bolsillo a miembros del hogar menores de 14 años; juegos de apuestas de azar; transferencias ocasionales y regulares a otros hogares; remesas a miembros del hogar de 14 y más años, no residentes en la vivienda; artículos funerarios; contribuciones voluntarias, cotizaciones, etc.; y transferencias a instituciones sin fines de lucro.

**CUADRO 4.5: INDICES DE PRECIOS PARA LOS GRUPOS DE GASTO DE LA ECPF.**

Trimestre	CT	1ª GAL	2ª GVE	3ª GVIV	4ª GMEN	5ª GMED	6ª GTYC	7ª GEE	8ª GOT
Ponderac.	1000000	330269	87305	185651	74147	23931	143811	69597	85200
1984,4	114,0	117,4	115,5	109,7	113,3	110,4	111,3	114,6	115,2
1985,1	117,6	122,3	117,8	113,3	116,1	113,3	113,2	117,3	118,7
1985,2	119,0	122,4	120,3	115,2	118,7	114,7	114,9	119,3	121,8
1985,3	120,6	123,8	122,0	115,9	120,6	115,6	117,0	120,5	123,9
1985,4	122,9	126,7	126,5	117,1	123,5	117,1	118,2	123,3	126,4
1986,1	127,6	133,1	129,8	120,8	127,9	122,0	119,3	128,1	134,3
1986,2	129,0	133,4	132,8	121,9	131,3	123,3	121,0	128,7	137,2
1986,3	132,0	139,6	134,3	122,7	132,7	124,4	122,5	129,8	139,3
1986,4	133,5	141,5	139,6	123,0	134,1	125,6	122,4	131,6	140,9
1987,1	135,4	143,2	142,4	124,6	135,6	129,0	124,5	133,1	143,8
1987,2	136,3	141,7	145,1	126,0	137,2	130,8	127,7	134,4	146,0
1987,3	138,1	144,4	146,9	126,8	138,0	132,1	129,0	135,3	148,2
1987,4	139,7	145,8	151,8	127,6	139,0	133,3	129,8	138,5	149,9
1988,1	141,4	146,4	154,5	130,4	140,4	136,6	131,4	139,8	152,9
1988,2	141,9	144,1	156,8	132,5	142,1	139,2	132,3	141,1	155,7
1988,3	145,5	152,1	158,1	134,4	143,2	140,8	133,5	142,1	157,7
1988,4	147,3	153,9	161,3	136,5	144,6	141,9	134,2	144,5	159,7
1989,1	150,2	156,1	163,1	139,9	146,4	145,4	138,7	146,0	163,9
1989,2	151,7	156,2	164,8	142,9	148,5	147,4	140,0	146,7	167,6
1989,3	155,6	163,6	165,7	145,5	149,6	148,9	143,2	147,4	170,4
1989,4	157,8	166,2	169,2	147,5	151,0	149,8	143,9	151,0	172,8

Fte: "Economía Española: Series Históricas." Apuntes y Documentos Económicos. Mª de Economía y Hacienda. D.G. de Previsión y Coyuntura.

"Enlace de series.INE"; "Índice de precios de consumo.INE", distintos trimestres.

GRAFICO 4.5.

INDICES DE PRECIOS: GASTO TOTAL Y GAL.  
(1985.1-1989.4)

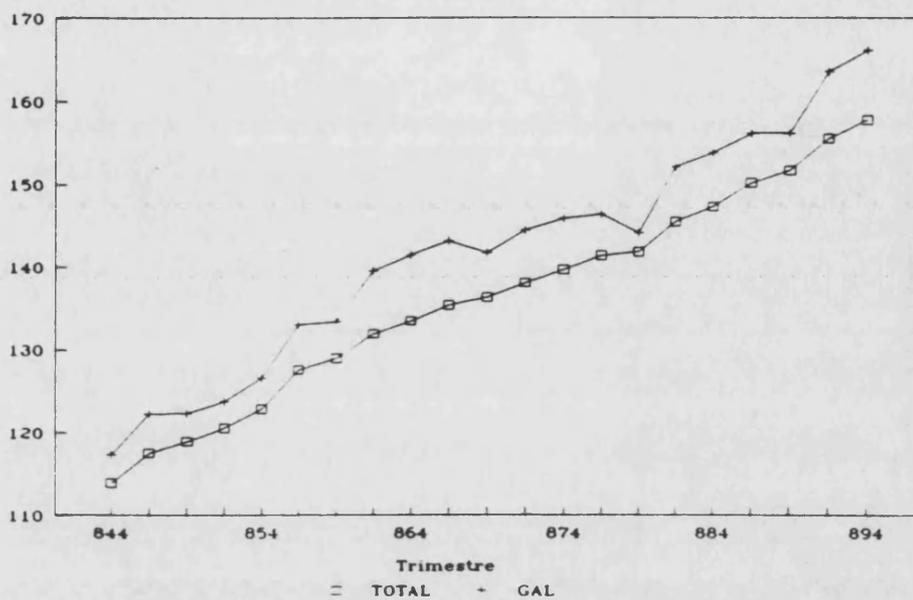
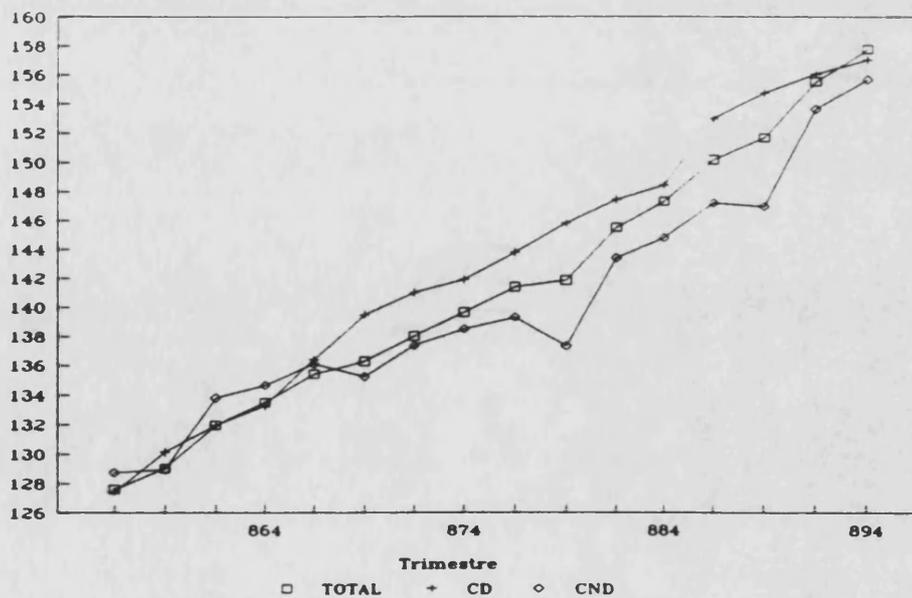


GRAFICO 4.6.

INDICES DE PRECIOS: GASTO TOTAL, CD Y CND (CONTINUACION).  
(1986.1-1989.4)



**CUADRO 4.6: INDICES DE PRECIOS PARA DISTINTAS CATEGORIAS DE GASTO EN CONSUMO.**

<b>Trimestre</b>	<b>Total</b>	<b>GAL</b>	<b>CD</b>	<b>CND</b>
84,4	114,0	117,4	-	-
85,1	117,6	122,3	-	-
85,2	119,0	122,4	-	-
85,3	120,6	123,8	-	-
85,4	122,9	126,7	-	-
86,1	127,6	133,1	127,5	128,8
86,2	129,0	133,4	130,2	129,0
86,3	132,0	139,6	131,9	133,8
86,4	133,5	141,5	133,3	134,7
87,1	135,4	143,2	136,4	136,1
87,2	136,3	141,7	139,5	135,2
87,3	138,1	144,4	141,0	137,4
87,4	139,7	145,8	141,9	138,5
88,1	141,4	146,4	143,8	139,4
88,2	141,9	144,1	145,8	137,4
88,3	145,5	152,1	147,4	143,4
88,4	147,3	153,9	148,5	144,8
89,1	150,2	156,1	153,1	147,2
89,2	151,7	156,2	154,8	147,0
89,3	155,6	163,6	156,1	153,6
89,4	157,8	166,2	157,1	155,7

**Fte: "Enlace de series.INE"; "Indice de precios de consumo. INE", distintos trimestres, y Elaboración Propia.**

**CUADRO 4.7: ELABORACION DE LOS INDICES DE PRECIOS PARA LAS CATEGORIAS DE GASTO DE BIENES DURADEROS Y NO DURADEROS**

Trimestre	CND	Subíndices para los bienes no duraderos				CD	Subíndices para los bienes duraderos				
		GAL	GGASL	GALVEA	GCOR		GCRIS	GREC	GTP	GTELE	GMUEL
Ponderac.	427422	330269	43228	30292	23633	150887	15043	7665	120178	15631	35598
1984,4	-	117,4	-	115,4	112,6	-	114,4	-	111,0	-	111,0
1985,1	-	122,3	-	121,7	115,0	-	116,7	-	112,9	-	113,1
1985,2	-	122,4	-	124,1	117,6	-	120,0	-	114,3	-	115,5
1985,3	-	123,8	-	124,9	119,6	-	121,7	-	116,5	-	116,9
1985,4	-	126,7	-	125,0	120,0	-	124,9	-	117,8	-	118,9
1986,1	128,8	133,1	99,4	130,3	120,1	127,5	129,6	125,3	119,1	122,6	123,2
1986,2	129,0	133,4	95,3	129,3	128,0	130,2	133,6	129,1	119,6	120,8	126,3
1986,3	133,8	139,6	95,0	129,5	129,9	131,9	135,2	131,4	121,1	120,3	127,7
1986,4	134,7	141,5	92,0	125,1	130,3	133,3	137,2	133,4	120,9	120,3	129,0
1987,1	136,1	143,2	90,6	126,2	130,9	136,4	138,6	134,2	123,3	122,4	130,8
1987,2	135,2	141,7	90,6	127,8	135,8	139,5	140,8	136,6	126,1	122,7	132,8
1987,3	137,4	144,4	90,6	127,8	137,0	141,0	142,0	138,0	127,5	122,6	133,9
1987,4	138,5	145,8	90,6	127,8	138,1	141,9	143,2	139,5	128,1	121,7	135,0
1988,1	139,4	146,4	90,6	130,7	139,7	143,8	144,5	141,4	129,8	121,0	136,7
1988,2	137,4	144,1	87,8	130,7	142,2	145,8	146,4	144,4	130,4	120,3	138,6
1988,3	143,4	152,1	86,4	130,1	143,1	147,4	147,4	145,5	131,6	119,5	139,4
1988,4	144,8	153,9	86,4	130,3	143,5	148,5	148,3	146,7	132,4	118,8	140,9
1989,1	147,2	156,1	86,4	132,6	144,6	153,1	149,4	147,6	137,5	117,9	142,7
1989,2	147,0	156,2	86,4	133,8	146,3	154,8	151,2	149,9	138,8	116,8	144,8
1989,3	153,6	163,6	92,7	136,4	147,8	156,1	152,0	151,5	142,3	115,7	146,1
1989,4	155,7	166,2	92,7	136,6	148,3	157,1	153,6	152,4	143,0	115,2	147,3

Fte: "Enlace de series.INE"; "Índice de precios de consumo.INE", distintos trimestres, y Elaboración Propia.

el desglose de los subíndices utilizados para cada uno de dichos agregados, junto a las ponderaciones con que participan en la elaboración del IPC, y, finalmente en el Gráfico 4.6 se presenta la evolución en el tiempo de los índices obtenidos para los dos agregados citados junto a la del índice del gasto total en consumo. Todos ellos presentan una tendencia creciente, si bien con algunos altibajos, sobre todo en el caso del consumo no duradero. Resulta especialmente llamativo observar que el índice considerado para el gasto en bienes no duraderos presenta un valor normalmente inferior al del gasto total, cuando el correspondiente al grupo de alimentos, bebidas y tabaco, uno de sus componentes, mostraba lo contrario. Al mismo tiempo, el índice de bienes duraderos presenta, en casi todos los períodos, un valor superior al del agregado total.

En lo que respecta al tipo de interés utilizado, tampoco fué posible obtener una serie individualizada del mismo para cada cohorte de población, a pesar de su relevancia para el trabajo empírico, dado que, previsiblemente, la heterogeneidad en esta variable es más importante. Debe tenerse en cuenta que la individualización en el tipo de interés puede obtenerse, o bien a través de las propias cifras de ingresos del capital y de la propiedad declarados por los individuos, caso de que la información proporcionada por la encuesta sea lo suficientemente amplia en este terreno, o bien a través de la introducción de un tipo impositivo marginal, diferente para cada economía doméstica, en el cálculo de los intereses netos de impuestos. Con respecto al primero de los procedimientos citados, la información en la ECPF sobre dicha variable es tremendamente defectuosa, siendo probablemente la variable donde más elevado es el error de medida por razones de ocultación fiscal; la tasa de falta de respuestas en la misma es la más elevada de todas las variables de ingreso, ofreciendo, además, cifras difícilmente creíbles, cuando no presenta un valor nulo. En lo que se refiere al segundo procedimiento, resultó imposible obtener una serie de tasas impositivas marginales individuales para cada una de las cohortes consideradas. Adicionalmente, se pensó en asignar una tasa media en función del nivel de ingreso de cada economía doméstica, pero la agregación de las mismas en la construcción de las cohortes, debido a razones similares a las citadas para el caso de los precios, junto el elevado error de medida detectado en los ingresos declarados, desaconsejaban la utilización de este procedimiento.

Debiendo así utilizar un tipo de interés idéntico para todas las cohortes se examinaron las tasas de interés disponibles con observaciones en todos los períodos de la muestra. Estos tipos de interés se presentan en el Cuadro 4.8, y la evolución temporal de los mismos en los Gráficos 4.7 a 4.9, en los cuales se han separado los tipos de la banca comercial de los de las cajas de ahorros y del resto de tipos disponibles. Como puede apreciarse, el tipo de interés de los Pagares del Tesoro, similar a los tipos de interés utilizados en trabajos comparables en la literatura, resultaba inviable por cuanto que no presentaba dato en algunos de los períodos de la muestra. Los tipos de interés restantes mostraban una evolución similar, aunque existían notables diferencias en el tamaño de las fluctuaciones de los mismos. En ese sentido, los tipos interbancarios y el rendimiento interno de la deuda pública de vencimiento superior a dos años, evidenciaban las oscilaciones más acusadas de todos los tipos examinados. Esta razón, junto al hecho de que se determinaban en mercados en los cuales no suelen participar, normalmente, las economías domésticas, desaconsejaban su utilización. En cuanto a los tipos de la banca comercial y de las cajas de ahorros, la evolución es muy similar, si bien los primeros parecen acusar una mayor variabilidad. En cualquier caso, para ambos tipos de entidades, los tipos de pasivo de los individuos eran notablemente más elevados y de mayor variabilidad que los tipos de activo. Dado que el tipo de interés apropiado, en principio, para el contraste del modelo es un tipo de activo de las economías domésticas, se optó por el de los depósitos de un año a menos de dos que presentaban las cajas de ahorros. La elección de un tipo de las cajas de ahorros vino motivada por la tradicional mayor orientación de estos intermediarios financieros hacia el sector de las economías domésticas. En cualquier caso, se realizaron unas primeras estimaciones con los tipos de ambas entidades, sin que aparecieran diferencias dignas de mención en los resultados.

Parece conveniente revisar las cifras de gastos e ingresos totales reales que ofrece la ECPF, fundamentalmente para comprobar las diferencias que pueden existir con respecto a las conclusiones que se obtenían del análisis de las cifras de la Contabilidad Nacional, ya expuestas anteriormente. Con esta finalidad, en los Cuadros 4.9 y 4.10 se presentan las cifras de gasto e ingresos totales reales, desglosadas en función de la situación en la actividad del sustentador principal, así como el ratio de cobertura del gasto con respecto al ingreso. La primera conclusión que se puede extraer de estos cuadros es que la participación del gasto

CUADRO 4.8: TIPOS DE INTERES PARA EL PERIODO 1984.4-1989.4

Trimestre	Banca residente				Cajas de Ahorro				Rendimiento Interno de la Deuda Púb. de vto. > 2 a.	Tipos Interbancarios		Pagares del Tesoro	
	a	b	c	d	e	f	g	h		j	k	l	m
	Descuento comercial hasta 3 m.	Dépositos 1 año a menos de 2	Créditos 1 año a menos de 3	Crédito preferencial 1 año	Descuento comercial hasta 3 m.	Dépositos 1 año a menos de 2	Créditos 1 año a menos de 3	Crédito preferencial a 1 año		A 3 meses	A 1 año	A la emisión Mcd. Bolsa A 1 año	A 3 meses
1984,4	14,2	11,8	17,5	15,9	14,5	11,6	17,1	13,8	14,8	12,7	14,0	12,9	12,6
1985,1	14,0	11,3	17,2	15,6	14,5	11,2	16,9	13,7	13,3	12,2	12,7	12,1	11,6
1985,2	13,9	10,8	16,6	15,5	14,1	10,7	16,4	13,5	13,6	13,2	13,6	11,2	11,7
1985,3	13,9	10,8	16,8	15,5	14,0	10,6	16,4	13,5	14,2	13,0	14,1	10,9	10,8
1985,4	13,5	10,1	16,2	14,8	14,0	9,9	15,8	13,2	12,3	10,5	12,1	-	9,5
1986,1	13,2	9,7	15,8	14,6	13,6	9,7	15,7	12,9	12,3	11,0	12,0	8,7	9,2
1986,2	13,0	9,5	15,5	14,5	13,4	9,5	15,8	12,8	11,5	12,0	11,7	7,9	9,4
1986,3	12,9	9,1	15,2	14,3	13,0	9,1	15,5	12,8	11,4	12,1	11,8	7,3	7,7
1986,4	12,9	8,9	14,9	14,2	13,0	9,0	15,1	12,7	10,3	11,6	11,3	7,2	8,2
1987,1	12,6	8,7	14,7	14,4	12,8	8,6	14,6	12,5	10,7	13,2	12,4	-	7,3
1987,2	13,4	9,0	15,8	16,4	12,9	8,8	15,2	12,9	12,9	18,4	15,9	-	9,9
1987,3	14,3	9,3	16,5	17,7	13,6	9,0	15,7	13,5	13,8	17,1	15,6	15,1	7,5
1987,4	15,0	9,6	16,5	17,3	15,1	9,3	15,8	13,7	13,6	14,6	14,4	13,2	7,2
1988,1	14,7	9,5	15,9	16,6	15,1	9,3	15,2	13,6	12,1	11,9	11,9	11,4	-
1988,2	14,0	9,1	15,3	15,5	14,9	9,2	14,8	13,4	11,4	10,8	11,0	9,8	-
1988,3	13,7	9,0	14,6	13,4	14,7	9,1	14,3	12,8	11,1	10,9	11,2	10,2	-
1988,4	13,7	9,1	15,0	13,0	14,5	9,1	14,7	12,5	12,4	12,9	13,2	12,0	-
1989,1	14,5	9,4	15,6	13,6	14,6	9,3	15,2	12,6	13,4	14,6	15,1	13,4	-
1989,2	14,8	9,6	16,2	13,9	15,1	9,5	15,8	12,7	13,7	14,8	15,0	14,4	-
1989,3	15,6	9,8	16,8	14,3	15,8	9,7	16,6	13,0	13,9	15,3	15,0	14,0	-
1989,4	15,7	10,1	17,0	14,4	16,2	9,9	17,0	13,1	14,2	15,4	15,3	13,1	-

Nota: Las series b, c, f y g presentan una ruptura en sept. 1987 debida a que, en virtud de la CBE 15/1987, los datos ofrecidos pasan a ser tipos anuales a término vencido equivalente, en lugar de tipos anuales. A partir de junio de 1987, la serie l corresponde a los tipos de interés de las Letras del Tesoro.

GRAFICO 4.7: TIPOS DE INTERES. BANCA COMERCIAL.

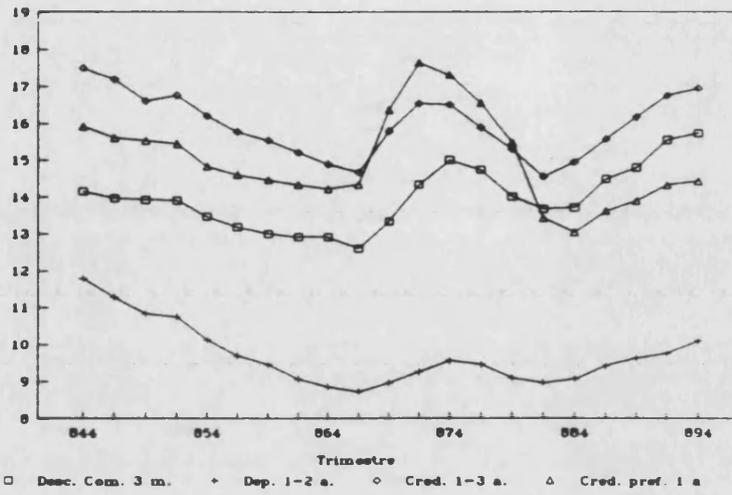


GRAFICO 4.8: TIPOS DE INTERES. CAJAS DE AHORROS.

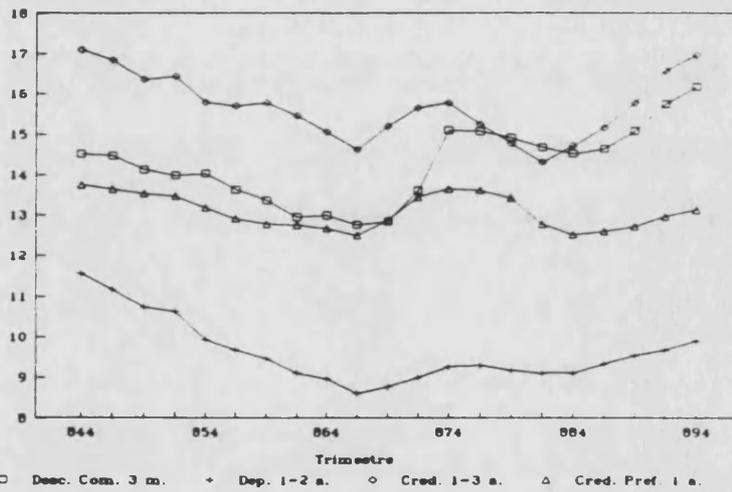
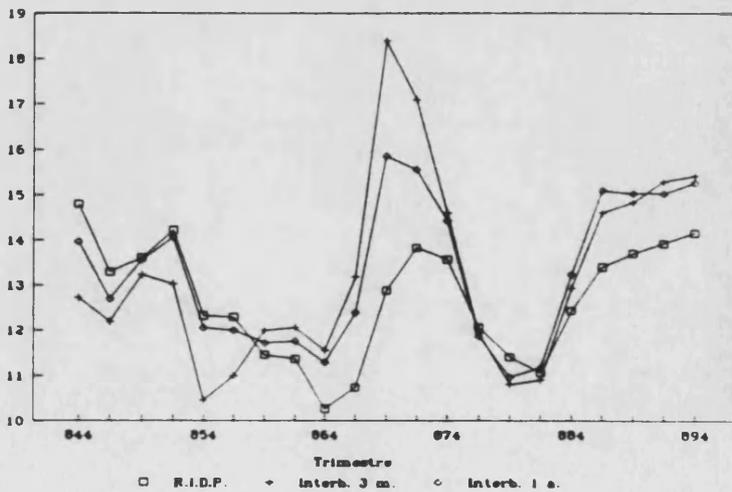


GRAFICO 4.9: TIPOS DE INTERES. OTROS.



**CUADRO 4.9: GASTO E INGRESO TOTALES REALES Y SITUACION EN LA ACTIVIDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL.**

Trimestre	Gasto Trimestral Total Real					Participaciones en el Gasto Total				Ingreso Trimestral Total Real				
	Total	Activos	Parados	Ocupados	No Activos	Activos	Parados	Ocupados	No Activos	Total	Activos	Parados	Ocupados	No Activos
1984,4										28837	21682	1549	20139	7155
1985,1	30816	23455	1819	21637	7360	76,1	5,9	70,2	23,9	25848	19398	1087	18312	6449
1985,2	30953	23379	1643	21736	7574	75,5	5,3	70,2	24,5	27797	20764	1080	19684	7033
1985,3	31073	23502	1409	22094	7570	75,6	4,5	71,1	24,4	27349	20536	1108	19428	6813
1985,4	33034	24955	1319	23636	8079	75,5	4,0	71,6	24,5	29528	22090	1150	20940	7436
1986,1	30345	23126	1465	21661	7219	76,2	4,8	71,4	23,8	26207	19514	1010	18504	6694
1986,2	30256	22899	1377	21521	7358	75,7	4,6	71,1	24,3	28032	20850	1051	19799	7181
1986,3	31395	23663	1346	22317	7732	75,4	4,3	71,1	24,6	27885	20989	1007	19982	6895
1986,4	34019	25784	1459	24305	8255	75,7	4,3	71,4	24,3	30373	22841	1148	21693	7532
1987,1	31870	24478	1495	22984	7391	76,8	4,7	72,1	23,2	27620	20745	1039	19706	6875
1987,2	32353	24547	1387	23159	7806	75,9	4,3	71,6	24,1	30182	22727	1102	21625	7435
1987,3	32872	25160	1372	23788	7712	76,5	4,2	72,4	23,5	29795	22345	1075	21271	7450
1987,4	35037	26352	1370	24981	8686	75,2	3,9	71,3	24,8	32004	23864	1121	22743	8140
1988,1	31992	24290	1411	22879	7702	75,9	4,4	71,5	24,1	29391	21843	1018	20825	7548
1988,2	32638	24698	1324	23373	7940	75,7	4,1	71,6	24,3	31837	23429	1091	22337	8408
1988,3	33398	24965	1316	23650	8432	74,8	3,9	70,8	25,2	31748	23346	1094	22252	8402
1988,4	36236	27041	1273	25769	9194	74,6	3,5	71,1	25,4	34586	25663	1076	24587	8923
1989,1	35948	26868	1341	25527	9013	74,7	3,7	71,0	25,1	31929	23825	873	22952	8103
1989,2	35011	26563	994	25569	8448	75,9	2,8	73,0	24,1	34240	25191	940	24251	9049
1989,3	35729	26663	1075	25588	9066	74,6	3,0	71,6	25,4	33788	24991	796	24195	8797
1989,4	38429	28727	1077	27650	9702	74,8	2,8	72,0	25,2					

Fte: ECPF, resultados para varios años, e IPC.

**CUADRO 4.10: GASTO E INGRESO TOTAL MEDIO POR HOGAR Y SITUACION EN LA ACTIVIDAD DEL SUSTENTADOR PRINCIPAL**

Trimestre	Gasto Trimestral Real					Ingreso Trimestral Real					Ratio de Cobertura (Gto/Ing)*100				
	Total	Activos	Parados	Ocupados	No Activos	Total	Activos	Parados	Ocupados	No Activos	Total	Activos	Parados	Ocupados	No Activos
1984,4						2757	3083	1966	3224	2089					
1985,1	2947	3335	2308	3465	2149	2477	2791	1499	2942	1850	119,0	119,5	154,0	117,8	116,1
1985,2	2966	3364	2265	3492	2173	2660	2978	1837	3083	2021	111,5	112,9	123,3	113,2	107,5
1985,3	2973	3371	2397	3461	2176	2597	2935	2043	3010	1927	114,5	114,9	117,4	115,0	112,9
1985,4	3137	3567	2430	3662	2285	2791	3142	1817	3273	2096	112,4	113,5	133,7	111,9	109,0
1986,1	2869	3289	2316	3385	2035	2449	2788	1670	2894	1808	117,1	118,0	138,7	117,0	112,6
1986,2	2827	3272	2277	3366	1987	2611	2980	1747	3097	1920	108,3	109,8	130,4	108,7	103,5
1986,3	2924	3382	2236	3490	2067	2589	2954	1797	3054	1881	112,9	114,5	124,4	114,3	109,9
1986,4	3159	3627	2603	3714	2252	2824	3216	1862	3345	2061	111,9	112,8	139,8	111,0	109,3
1987,1	2963	3447	2424	3544	2022	2553	2901	1833	2992	1875	116,0	118,8	132,2	118,4	107,8
1987,2	2990	3432	2447	3517	2129	2794	3150	1881	3262	2076	107,0	109,0	130,1	107,8	102,5
1987,3	3045	3487	2343	3589	2153	2746	3110	1945	3207	2032	110,9	112,1	120,5	111,9	106,0
1987,4	3229	3667	2481	3766	2370	2981	3318	1966	3434	2297	108,3	110,5	126,1	109,7	103,2
1988,1	2980	3377	2476	3455	2173	2693	3006	1901	3094	2068	110,7	112,3	130,2	111,7	105,1
1988,2	2990	3399	2475	3473	2176	2912	3225	2083	3313	2293	102,7	105,4	118,8	104,8	94,9
1988,3	3055	3436	2510	3508	2299	2877	3236	2306	3301	2201	106,2	106,2	108,9	106,3	104,5
1988,4	3284	3748	2682	3823	2408	3143	3545	2055	3661	2371	104,5	105,7	130,5	104,4	101,6
1989,1	3267	3711	2560	3801	2412	2895	3297	2233	3357	2131	112,9	112,6	114,6	113,2	113,2
1989,2	3174	3675	2543	3740	2222	3062	3527	2380	3594	2239	103,7	104,2	106,9	104,1	99,2
1989,3	3195	3733	2720	3793	2243	3006	3479	2076	3559	2167	106,3	107,3	131,1	106,6	103,5
1989,4	3419	4000	2808	4067	2390										

Fte: ECPF, resultados para varios años, e IPC.

de los ocupados en el total no es inferior en ningún período al 70%, siendo la correspondiente a los parados muy pequeña y decreciente en todo el período. Por otra parte, el ratio de cobertura revela claramente la presencia de error de medida en la renta declarada, puesto que no es posible que en la casi totalidad de los períodos de la muestra las cifras de gasto sean superiores a las de ingreso, aunque se produce una disminución en dicho ratio a lo largo del período considerado. Tengase en cuenta que dicha disminución no tiene por que significar una reducción del error de medida en dicha variable, debido a que el período sujeto a estudio es un período de fuerte crecimiento, en el cual los ingresos de las economías domésticas experimentaron incrementos notables. De acuerdo con lo esperado en un principio, los ratios de cobertura más elevados se producen en el grupo de parados, muy probablemente reflejo de la existencia de fuentes de ingreso al margen de la economía oficial, aunque es previsible que el desglose de las cifras de ocupados diera lugar a diferencias notables en dicho ratio.

Los Gráficos 4.10 y 4.11 presentan la evolución de los gastos e ingresos reales, tanto en sus cifras totales como en sus cifras medias por hogar. La primera conclusión es que, de acuerdo con lo señalado anteriormente, y como cabía esperar, no existen diferencias apreciables entre ambos gráficos. En los dos se refleja una clara tendencia creciente durante todo el período, junto a un marcado patrón de estacionalidad en torno al último trimestre de cada año, tanto en las cifras de ingreso como en las de gasto, que, por otra parte, se encuentran siempre por encima de las anteriores. Cabe destacar que la alteración de dicho patrón estacional observada en el consumo en el último período del año, no se produce en el caso de la renta, que mantiene la misma evolución que en los años precedentes. Los Gráficos 4.12 a 4.14 presentan la particularización del Gráfico 4.11 a los grupos de ocupados, parados e inactivos. Es destacable la proximidad en la evolución temporal del gasto de los ocupados con la observada para el gasto de todos los grupos, frente a la muy diferente de los otros dos, sobre todo de los parados, que evidencian un claro descenso a lo largo del período, achacable a la reducción en su número, consecuencia de la expansión económica. El Gráfico 4.15, que proporciona las mismas variables en términos medios por hogar para este grupo de población, muestra una tendencia creciente en ambas variables, sin que aparezca el factor estacional. El aumento en las cifras de gasto e ingreso de los parados, entre las cuales las diferencias son mayores que para los otros dos grupos de población, de

GRAFICO 4.10

GASTO E INGRESOS TOTALES REALES EN LA ECPF.  
(1984.4-1989.4)

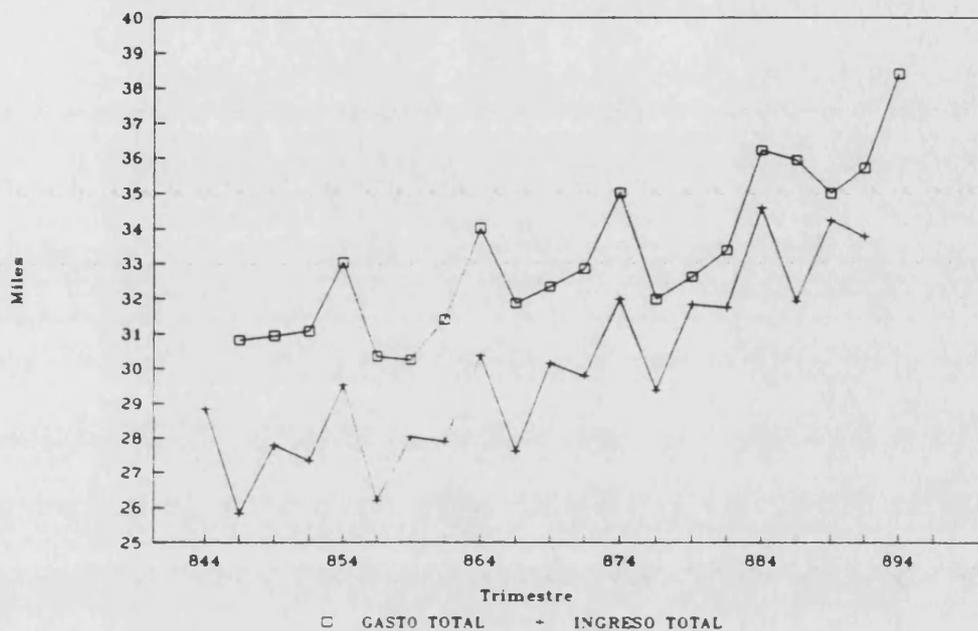


GRAFICO 4.11

GASTO E INGRESOS MEDIOS REALES POR HOGAR EN LA ECPF.  
(1984.4-1989.4)

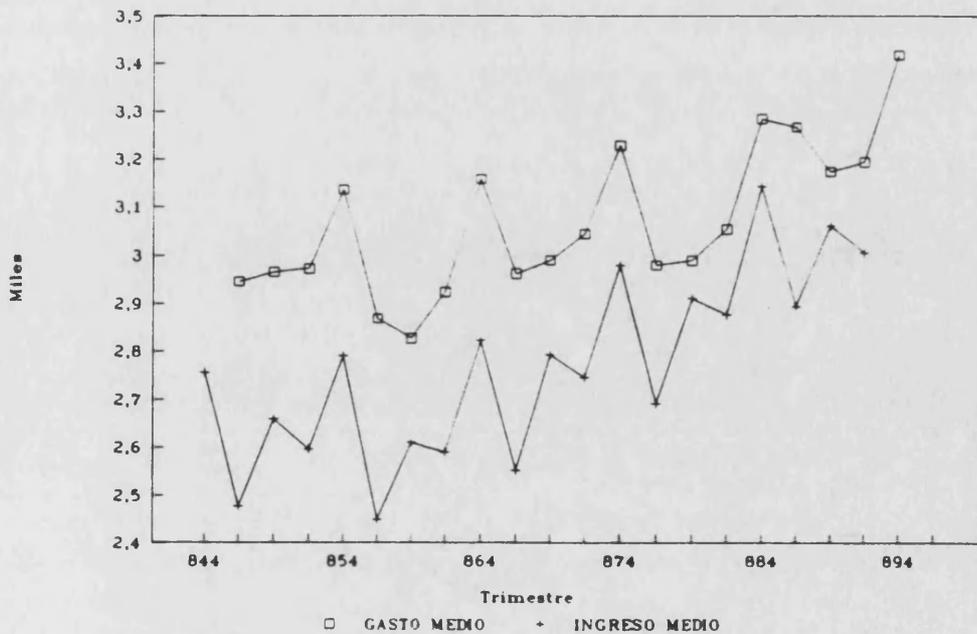


GRAFICO 4.12.

GASTO E INGRESO REALES TOTALES. OCUPADOS.

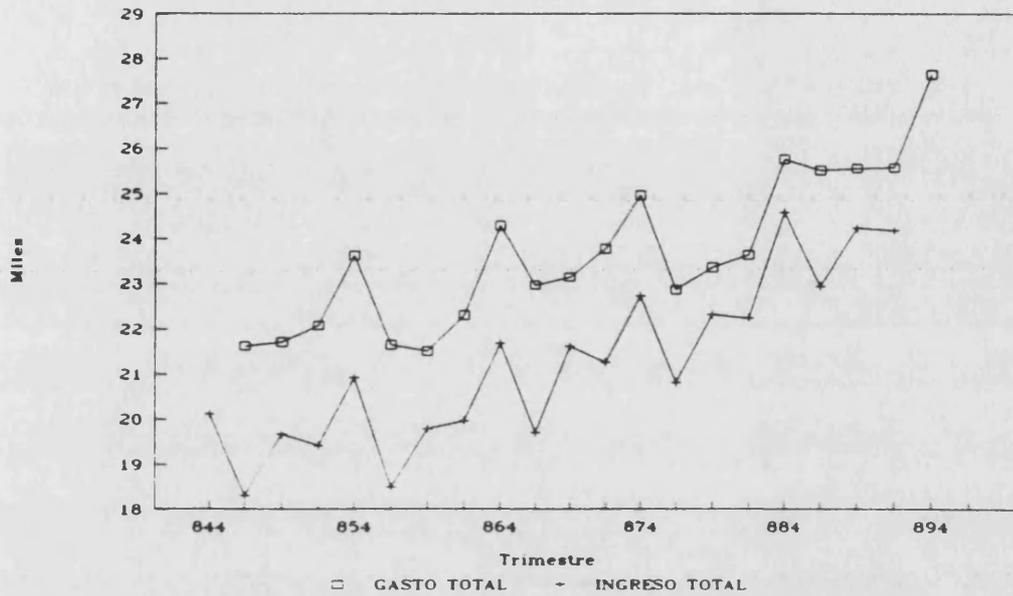


GRAFICO 4.13.

GASTO E INGRESO REALES TOTALES. PARADOS.

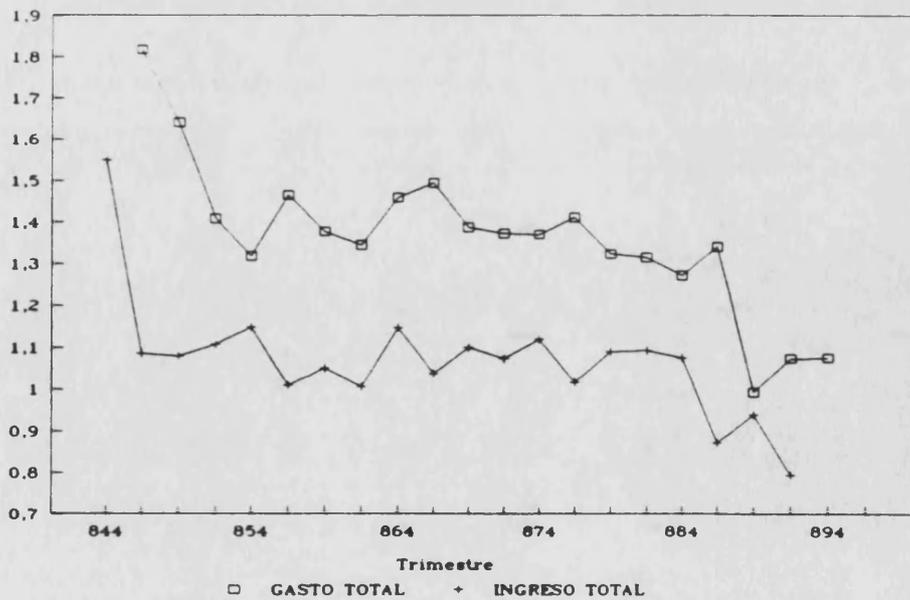


GRAFICO 4.14.

GASTO E INGRESO REALES TOTALES. INACTIVOS.

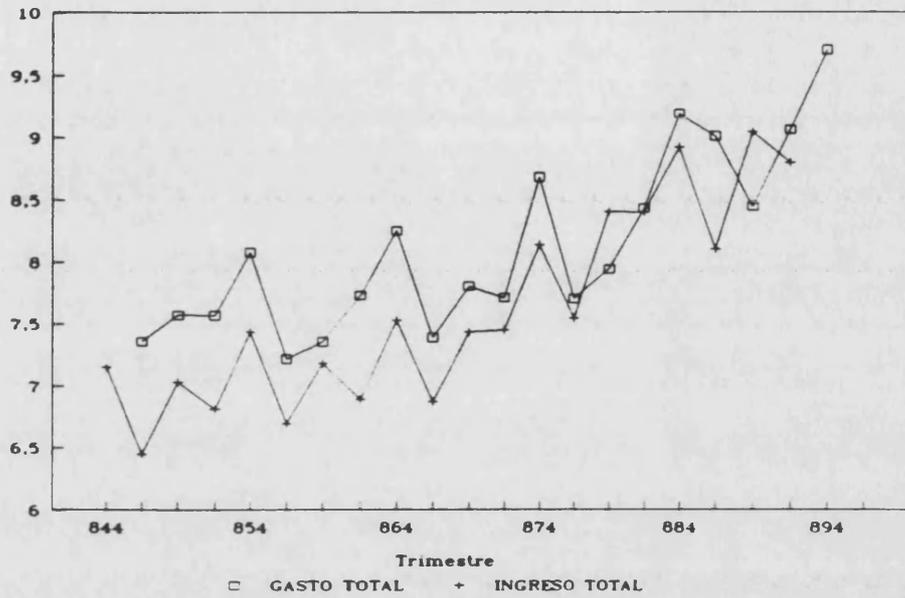
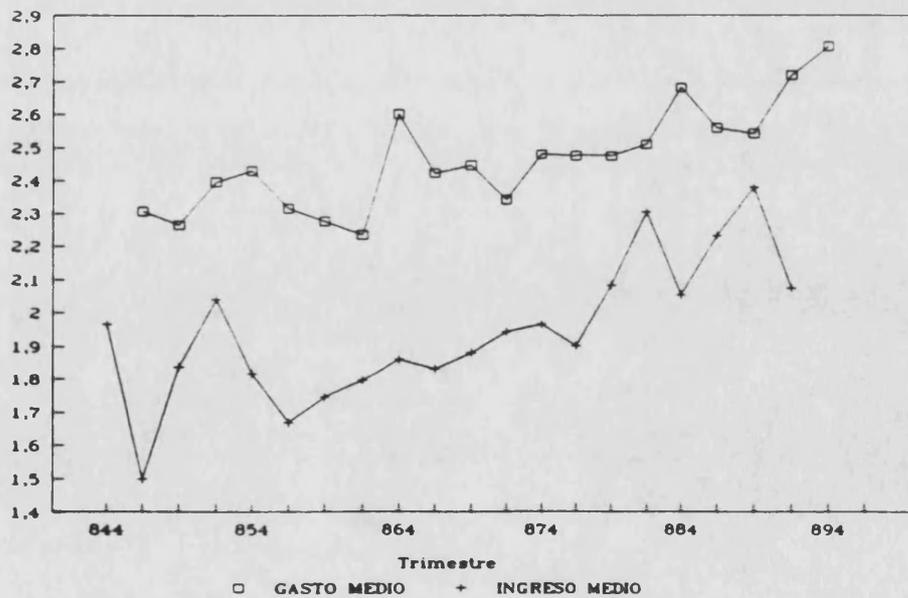


GRAFICO 4.15.

GASTO E INGRESO REALES MEDIOS. PARADOS.



acuerdo con nuestras conclusiones previas sobre el error de medida, es un signo claro de la expansión económica de estos años, que hace crecer los ingresos de todos los grupos de población considerados.

## **5.- EL PROBLEMA DEL ERROR DE MEDIDA.**

En este punto, se comentan los resultados obtenidos con las cohortes diseñadas en base a los criterios descritos anteriormente, así como los errores de medida asociados a las mismas en base a las desviaciones típicas que presentan las variables de gasto e ingreso que generan. Los Gráficos 5.1 a 5.4 presentan la evolución temporal de cada uno de los agregados de gasto, en términos logarítmicos, considerados en el análisis empírico, obtenidos como media de todas las cohortes de población. En lo que se refiere al gasto total y al gasto en alimentos, bebidas y tabaco, obsérvese como la evolución no difiere de los resultados obtenidos a partir de los resúmenes globales de la encuesta. Es de destacar la muy acusada estacionalidad en términos relativos que presenta el segundo de los agregados citados. Tampoco resulta novedosa la evolución del gasto en consumo no duradero, con el mismo patrón de estacionalidad que los dos anteriores. Sin embargo, el gasto en consumo duradero evidencia un patrón de estacionalidad distinto, centrado en el primer trimestre de cada año, al mismo tiempo que parece mostrar un mayor crecimiento relativo en el último año de la muestra. El Gráfico 5.5 combina la evolución del gasto total real en consumo junto a la de la renta total. En líneas generales, dicho Gráfico muestra la misma similitud en la evolución temporal de ambas variables que ya habíamos evidenciado con los resúmenes globales de resultados de la encuesta, publicados por el INE. Como entonces, el paralelismo en la evolución de ambas variables se rompe en el último año de la muestra. Cabe señalar una importante diferencia con respecto a nuestras conclusiones previas: en el Gráfico 5.5, la renta aparece en todos los períodos con valores superiores al nivel alcanzado por el consumo, con lo que parece que la selección muestral ha minorado los problemas de error de medida en el ingreso. Sin embargo, esta es una conclusión claramente errónea, si tenemos en cuenta que el Gráfico 5.5 se ha obtenido mediante una media simple de los datos de las catorce cohortes seleccionadas. Es decir, dado que nuestras cohortes están formadas por individuos de distinta categoría socioeconómica, cuyos errores de medida en el ingreso debido a la ocultación fiscal son, con toda seguridad, diferentes, la representación de esta variable en dicho gráfico sufre

GRAFICO 5.1.

GASTO TOTAL REAL EN CONSUMO EN LA ECPF.

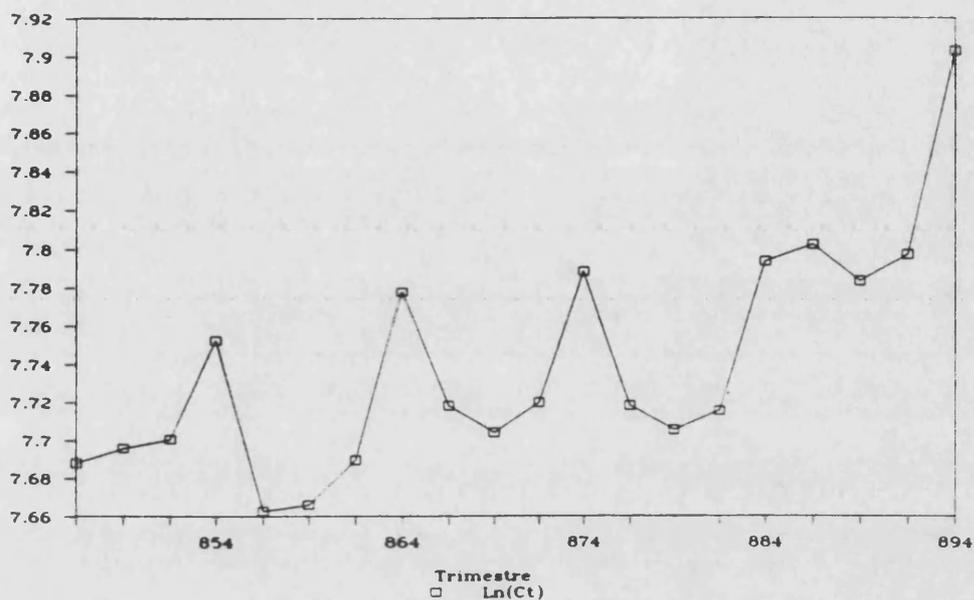


GRAFICO 5.2.

GAL EN TERMINOS REALES EN LA ECPF.

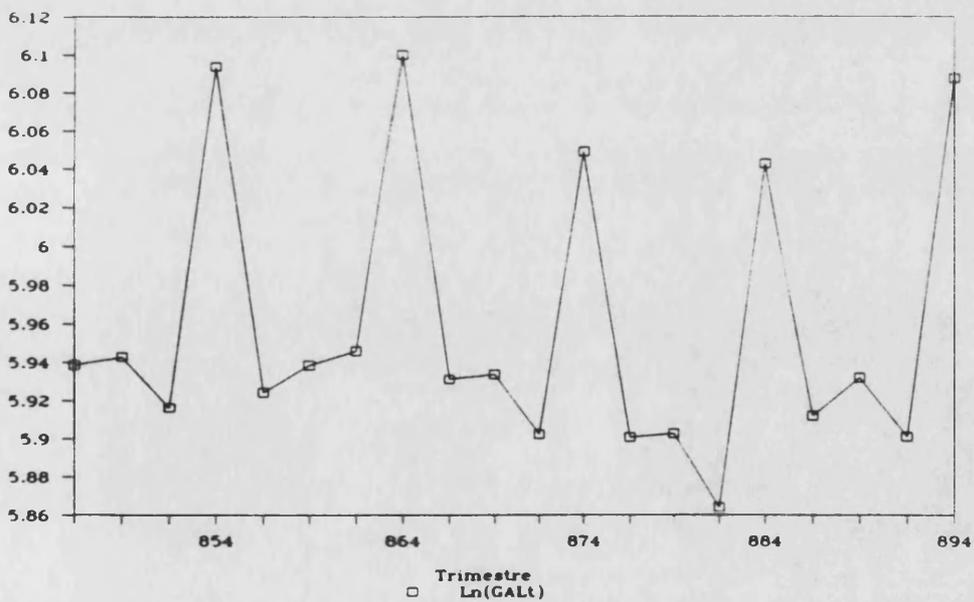


GRAFICO 5.3.

GASTO EN CONSUMO NO DURADERO REAL EN LA ECPF.

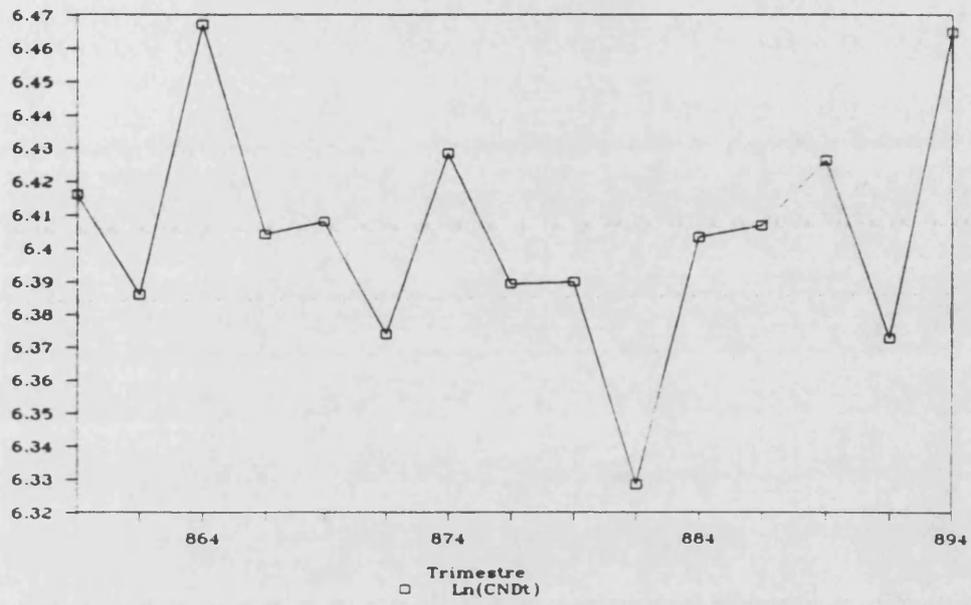


GRAFICO 5.4.

GASTO EN CONSUMO DURADERO REAL EN LA ECPF.

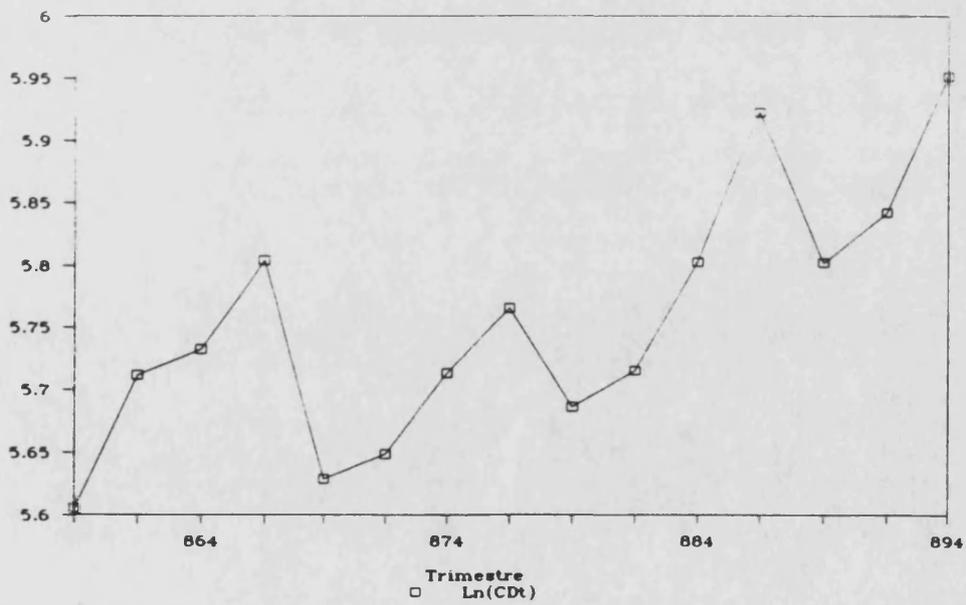
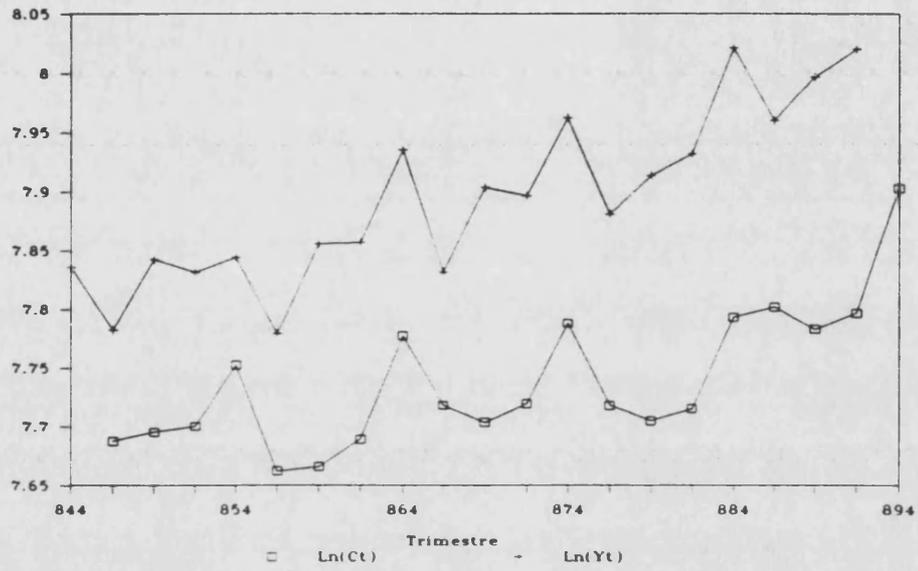


GRAFICO 5.5.

GASTO REAL EN CONSUMO Y RENTA EN LA ECPF.



de un "efecto de composición" que explica este resultado. Dicho efecto puede apreciarse, indirectamente, en los Gráficos 4.12 a 4.15, en los que se observa que la discrepancia entre gasto total en consumo e ingreso depende claramente de la situación en la actividad del sustentador principal.

En lo tocante al error de medida incorporado en las variables al construir las cohortes, en los Cuadros 5.1 y 5.2 se presentan las desviaciones típicas obtenidas para el gasto en consumo y el ingreso para cada de las dos muestras consideradas. Debe tenerse en cuenta que dichas desviaciones típicas se han corregido por la media de la variable considerada en cada caso, que estaba expresada, de acuerdo con lo señalado anteriormente, en términos logarítmicos. En relación a la muestra extraída para el consumo total y el gasto en bienes no duraderos, se puede comprobar que el aumento del tamaño medio en número de individuos por cohorte supone una disminución de dichas desviaciones típicas, lo que se interpreta como reflejo de la caída en el error de medida implicado, si bien se puede comprobar también que esta disminución es, por lo general, muy escasa, del orden de 0,01-0,02, según los casos. La consideración de agregados de gasto más amplios conduce, como era de esperar, a reducciones en el tamaño de tales desviaciones típicas. Especialmente significativo resulta el hecho de que el ingreso total presenta unos valores de este estadístico inferiores a los de cualquier agregado de gasto, sin que ello pueda tomarse como evidencia de un menor error de medida en esta variable. Debe tenerse en cuenta el "efecto de composición" existente en esta variable, ya citado, que da lugar a una reducción de las desviaciones con respecto a la media. En ese sentido, se puede consultar la evidencia presentada en el Cuadro 5.3, en el cual se presentan las desviaciones típicas obtenidas para la muestra de gasto total en consumo, desglosadas por distintas categorías de gasto e ingreso. Las cifras de este Cuadro no son comparables con las de los dos anteriores, puesto que, en este caso, las desviaciones típicas se han obtenido suponiendo que existe linealidad en los datos, sin separar las economías domésticas que dan cifras nulas de gasto, y obteniendo todos los datos sobre la muestra de gasto total en consumo. A pesar de lo anterior, los resultados obtenidos muestran claramente la disparidad de errores de medida según categorías de ingreso, y también según la cohorte considerada en cada caso, de acuerdo con lo que señalábamos anteriormente. Obsérvese que, a pesar de estas disparidades, las cifras de la desviación típica del ingreso total por cohortes son muy similares.

**CUADRO 5.1: DESVIACIONES TÍPICAS PARA EL CONSUMO TOTAL Y LAS CATEGORÍAS DE CONSUMO EN BIENES NO DURADEROS.**

Nº orden cohorte	Tamaño medio (nº ind.)	Categorías de gasto en consumo			Ingreso Total
		Total	GAL	CND	
1	93	0,059	0,077	0,063	0,054
2	124	0,047	0,071	0,050	0,044
3	130	0,062	0,078	0,066	0,056
4	91	0,053	0,073	0,055	0,049
5	125	0,042	0,070	0,047	0,034
6	124	0,047	0,069	0,050	0,039
7	95	0,056	0,076	0,061	0,043
8	131	0,039	0,070	0,047	0,030
9	148	0,040	0,066	0,045	0,027
10	172	0,044	0,070	0,051	0,031
11	136	0,041	0,067	0,047	0,030
12	199	0,041	0,074	0,047	0,033
13	98	0,044	0,073	0,050	0,035
14	113	0,048	0,070	0,055	0,039
<b>Media</b>	<b>127</b>	<b>0,047</b>	<b>0,072</b>	<b>0,053</b>	<b>0,039</b>

Nota: Las desviaciones típicas se han calculado sobre las muestras de individuos que se obtienen imponiendo que el gasto total en consumo y el ingreso total sean no nulos.

**CUADRO 5.2: DESVIACIONES TÍPICAS PARA EL CONSUMO EN BIENES DURADEROS.**

Nº orden cohorte	Tamaño medio (nº ind.)	Gasto en consumo		Ingreso Total
		Total	CD	
1	66	0,050	0,102	0,050
2	102	0,043	0,097	0,043
3	94	0,052	0,104	0,049
4	78	0,049	0,106	0,048
5	118	0,041	0,091	0,034
6	93	0,043	0,104	0,038
7	66	0,047	0,114	0,039
8	113	0,037	0,091	0,029
9	126	0,038	0,093	0,025
10	144	0,040	0,097	0,030
11	121	0,040	0,097	0,030
12	179	0,040	0,093	0,032
13	79	0,040	0,096	0,033
14	84	0,043	0,103	0,036
<b>Media</b>	<b>105</b>	<b>0,043</b>	<b>0,099</b>	<b>0,037</b>

Nota: Las desviaciones típicas se han calculado sobre las muestras de individuos que se obtienen imponiendo que el gasto en la partida más pequeña de bienes duraderos y el ingreso total sean nulos.

**CUADRO 5.3: DESVIACIONES TÍPICAS CORREGIDAS POR LA MEDIA.**

NC	CT	GAL	CND	CD	IT	ICA	ICP	IRCP	Medias por cohorte			
									Consumo	Durad.	Ingreso	Total
1	0,806	0,802	0,689	1,936	0,660	2,094	0,766	1,226	1,058	0,745	1,186	1,122
2	0,700	0,824	0,615	1,944	0,575	2,642	0,688	0,898	1,021	0,720	1,201	1,111
3	0,905	0,783	0,680	2,080	0,709	2,150	0,861	1,115	1,112	0,732	1,209	1,160
4	0,809	0,755	0,612	2,011	0,817	2,126	0,965	1,404	1,046	0,683	1,328	1,187
5	0,632	0,734	0,554	1,622	0,527	0,465	4,328	1,330	0,886	0,644	1,662	1,274
6	0,655	0,742	0,604	1,589	0,472	0,567	3,301	0,866	0,898	0,673	1,302	1,100
7	0,769	0,820	0,674	1,894	0,512	0,616	2,789	0,877	1,039	0,747	1,198	1,119
8	0,568	0,693	0,521	1,444	0,399	0,405	3,711	0,967	0,806	0,607	1,371	1,089
9	0,668	0,721	0,562	1,991	0,355	0,396	3,983	0,834	0,986	0,642	1,392	1,189
10	0,661	0,751	0,580	1,758	0,433	0,478	3,753	0,903	0,938	0,665	1,392	1,165
11	0,645	0,688	0,526	1,606	0,429	0,445	4,523	1,053	0,866	0,607	1,613	1,239
12	0,640	0,784	0,592	1,764	0,480	0,468	4,266	1,135	0,945	0,688	1,587	1,266
13	0,616	0,776	0,597	1,452	0,448	0,490	3,363	1,057	0,860	0,686	1,340	1,100
14	0,673	0,743	0,600	1,765	0,586	0,715	3,116	0,878	0,945	0,672	1,323	1,134
<b>Medias por variable</b>	0,696	0,758	0,600	1,775	0,529	1,004	2,887	1,039	0,958	0,679	1,365	1,161

En cuanto a los resultados que se obtienen con la muestra de gasto en bienes duraderos, presentadas en el Cuadro 5.2, las conclusiones son semejantes a las anteriores, si bien resulta especialmente llamativo el hecho de que los agregados más amplios de gasto y de ingreso presenten un valor menor de la desviación típica, a pesar de la disminución en el tamaño medio de las cohortes. Esto parece indicar que la muestra generada en este caso muestra una mayor homogeneidad que la muestra anterior, aunque ésta es una conclusión demasiado aventurada sin disponer de información adicional. En cualquier caso, la minoración del número de individuos en la muestra para el gasto en bienes duraderos da lugar, como era de esperar, a un incremento importante de dicha variable.

En el Cuadro 5.4 se incluyen también los valores obtenidos por Collado (1992) para el sesgo generado con distintos estimadores en un modelo dinámico y con una muestra de dimensiones similares a la aquí presentada. Puede comprobarse que dichos sesgos, sea cual sea el estimador considerado, son, por lo general, inferiores al 5% del valor de los coeficientes estimados. Nótese también que, para un número de observaciones temporales similar al nuestro, duplicar el número medio de individuos de la muestra, a través de la reducción del número de cohortes considerado, tiene una incidencia de escasa consideración en el valor de dicho sesgo. Finalmente, obsérvese que el empleo de las versiones de los estimadores corregidos por error de medida no suponen tampoco una ganancia de entidad en dicho sesgo, dado el tamaño de la muestra.

En el trabajo que se presentará en los capítulos subsiguientes, se realizará una estimación diferenciada dentro de cada una de las cohortes resultantes de la separación muestral presentada para el consumo total y el consumo de bienes no duraderos. El objetivo de este ejercicio es poder identificar el grupo de población sujeto a restricciones de liquidez, dentro de cada una de las cohortes, así como su complementario no sujeto a las mismas, y medir la repercusión de estas restricciones en el consumo. A continuación, se pretende evaluar el tamaño de las cohortes en número de individuos y el error de medida resultante en dicho ejercicio.

La separación de las cohortes en otras dos, presumiblemente sujetas y no sujetas a restricciones de liquidez, se realiza en función del valor del gasto en alquiler de vivienda en

**CUADRO 5.4: SESGOS DE DISTINTOS ESTIMADORES CUANDO T=15 A PARTIR DE COLLADO (1992).**

Modelo simulado:  $Y_{it} = a Y_{it-1} + \beta X_{it} + W_i + E_{it}$

	C=20		Nc=100	
	WG	WGC	MGM	MGMC
<b>a</b>	0,5000	0,5000	0,5000	0,5000
Media	0,4742	0,4912	0,4822	0,4895
Desv. Est.	0,0174	0,0178	0,0178	0,018
<b><math>\beta</math></b>	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Media	1,0410	1,0146	1,0284	1,0178
Desv. Est.	0,0267	0,0276	0,0274	0,0278
% Sesgo a	-5,160	-1,760	-3,560	-2,100
% Sesgo $\beta$	4,100	1,460	2,840	1,780
	C=10		Nc=200	
	WG	WGC	MGM	MGMC
<b>a</b>	0,5000	0,5000	0,5000	0,5000
Media	0,4867	0,4957	0,4885	0,4850
Desv. Est.	0,0174	0,0176	0,0177	0,0182
<b><math>\beta</math></b>	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
Media	1,0218	1,0078	1,0188	1,0250
Desv. Est.	0,0267	0,0272	0,0271	0,0283
% Sesgo a	-2,660	-0,860	-2,300	-3,000
% Sesgo $\beta$	2,180	0,780	1,880	2,500

**Notas:**

C: Número de cohortes en el pseudo-panel.

Nc: Número medio de individuos por cohorte.

WG: Estimador Intragrupos.

WGC: Estimador Intragrupos corregido por el error de medida.

MGM: Estimador del Método Generalizado de Momentos.

MGMC: Estimador MGM corregido por el error de medida.

relación a los ingresos totales declarados. Las razones de la elección de este criterio de separación muestral se detallarán más adelante, en el momento oportuno. En el Cuadro 5.5, se presenta la distribución del número de individuos en la ECPF en relación a la variable señalada, así como la distribución porcentual de la población en función de la evolución de la misma. En dicho Cuadro se puede apreciar claramente como el núcleo principal de la población se encuentra por debajo del 20% de alquileres en relación a la renta. Consecuentemente, se consideraron tres valores posibles de separación muestral: menor o igual al 10, 15 o 20% del criterio mencionado. Sin embargo, se puede comprobar la muy escasa adecuación del más elevado de los anteriores, dado que reducía enormemente el tamaño medio de las cohortes de población que satisfacían valores "por encima" de la variable de separación muestral (adicionalmente, el análisis de regresión que se realizó con dicho criterio de separación daba lugar a resultados inaceptables de cualquiera de los estadísticos relevantes). Por lo tanto, el análisis que se realizará a continuación se circunscribirá a los dos valores más pequeños de la variable empleada para la separación muestral, dado que fueron estos los que se utilizaron en el análisis econométrico posterior.

De acuerdo con el modelo utilizado para dicho análisis econométrico, las muestras obtenidas para valores superiores al criterio de separación estarían presumiblemente sujetas a restricciones en liquidez, como posteriormente se explicará, y sus muestras complementarias estarían presumiblemente no sujetas. Con esta denominación para cada una de las muestras, en los Cuadros 5.6 y 5.7 se presentan las desviaciones típicas con respecto a la media para los dos valores del criterio de separación muestral. En cuanto al primero de los dos criterios mencionados, se puede comprobar como, obviamente, se ha reducido el tamaño medio muestral para las dos submuestras resultantes. Sin embargo, la conclusión más relevante es que dicha reducción apenas altera los valores medios de las desviaciones típicas que se obtienen para la muestra total. Así, la minoración del tamaño de las muestras no parece haber generado un aumento relevante del error de medida. La única explicación plausible es, muy probablemente, que los componentes de las dos submuestras resultantes presentan, en cada caso, un comportamiento más homogéneo al de la muestra total. El examen de los resultados que ofrece la separación con el 15% de alquileres en relación a la renta apoya la conclusión anterior. Obsérvese que, como era de esperar, el tamaño medio de la muestra presuntamente restringida aumenta y el de la complementaria se reduce, y, sin embargo, las

CUADRO 5.8 DISTRIBUCION DE LA POBLACION MUESTRAL EN LA ECPF SEGUN LA VARIABLE EMPLEADA PARA SEPARAR LAS MUESTRAS.

DISTRIBUCION DEL NUMERO DE INDIVIDUOS EN LA ECPF EN RELACION A LA VARIACION DEL PORCENTAJE QUE REPRESENTA EL GASTO EN ALQUILER DE VIVIENDA SOBRE SU RENTA.

	1985,1	1985,2	1985,3	1985,4	1986,1	1986,2	1986,3	1986,4	1987,1	1987,2	1987,3	1987,4	1988,1	1988,2	1988,3	1988,4	1989,1	1989,2	1989,3	1989,4
Igual o menor al 10%	703	638	715	710	738	613	717	716	794	655	738	703	827	675	736	698	783	681	694	697
Igual o menor al 15%	1133	1079	1193	1199	1209	1002	1140	1167	1283	1155	1209	1174	1292	1154	1171	1148	1268	1146	1150	1137
Igual o menor al 20%	1392	1397	1488	1504	1495	1289	1423	1480	1531	1478	1499	1464	1565	1492	1424	1457	1536	1481	1460	1438
Igual o menor al 25%	1561	1598	1653	1677	1619	1428	1548	1611	1660	1626	1652	1610	1691	1656	1586	1612	1705	1663	1623	1607
Igual o menor al 30%	1651	1684	1729	1780	1683	1487	1618	1675	1714	1713	1733	1702	1750	1727	1659	1702	1789	1752	1693	1702
Igual o menor al 35%	1686	1732	1773	1797	1718	1525	1647	1704	1743	1760	1775	1740	1787	1768	1703	1736	1808	1797	1731	1738
Igual o menor al 40%	1701	1766	1799	1819	1731	1553	1663	1724	1758	1787	1794	1758	1803	1788	1727	1751	1822	1819	1748	1760
Igual o menor al 50%	1720	1782	1819	1838	1752	1568	1673	1736	1767	1803	1801	1773	1815	1800	1743	1771	1831	1833	1750	1770
Igual o menor al 60%	1728	1795	1825	1845	1756	1570	1676	1742	1773	1808	1809	1777	1822	1817	1747	1775	1835	1839	1766	1778
Igual o menor al 70%	1729	1796	1833	1849	1759	1575	1678	1745	1774	1812	1810	1782	1823	1817	1748	1775	1835	1842	1770	1780
Igual o menor al 80%	1733	1803	1836	1851	1762	1576	1680	1747	1775	1814	1811	1783	1828	1816	1748	1775	1835	1843	1771	1780
Igual o menor al 90%	1733	1803	1837	1853	1763	1577	1681	1747	1776	1814	1812	1784	1828	1819	1749	1776	1837	1843	1772	1781
Total	1744	1809	1841	1857	1777	1582	1683	1749	1780	1819	1813	1785	1831	1822	1753	1778	1841	1844	1775	1782

DISTRIBUCION DEL PORCENTAJE DE LA POBLACION SOBRE EL TOTAL ENCUESTADO EN RELACION A LA VARIACION DEL PORCENTAJE QUE REPRESENTA EL GASTO EN ALQUILER DE VIVIENDA SOBRE SU RENTA.

Igual o menor al 10%	40,31	35,27	38,84	38,72	41,53	38,75	42,60	40,94	44,01	36,01	40,71	39,38	45,17	37,05	41,99	39,26	42,53	36,93	39,10	39,11
Igual o menor al 15%	64,97	59,65	64,80	64,57	68,04	63,34	67,74	66,72	72,08	63,50	66,69	65,77	70,56	63,34	66,80	64,57	68,88	62,15	64,79	63,80
Igual o menor al 20%	79,82	77,22	80,83	80,99	84,12	81,48	84,67	84,62	86,01	81,25	82,68	82,02	85,47	81,89	81,23	81,95	83,43	80,31	82,25	80,70
Igual o menor al 25%	89,51	88,34	89,79	90,31	91,11	90,27	91,98	92,11	93,26	89,39	91,12	90,20	92,35	90,89	90,47	90,66	92,61	90,18	91,44	90,19
Igual o menor al 30%	94,67	93,09	93,92	94,78	94,71	93,99	96,14	95,77	96,29	94,17	95,59	95,35	95,58	94,79	94,64	95,73	96,09	95,01	95,38	95,81
Igual o menor al 35%	96,67	95,74	96,31	96,77	96,68	96,40	97,86	97,43	97,92	96,76	97,90	97,48	97,60	97,04	97,15	97,64	98,21	97,45	97,52	97,53
Igual o menor al 40%	97,53	97,62	97,72	97,95	97,41	98,17	98,81	98,57	98,78	98,24	98,95	98,49	98,47	98,13	98,52	98,48	98,97	98,64	98,48	98,77
Igual o menor al 50%	98,62	98,51	98,80	98,98	98,59	99,12	99,41	99,26	99,27	99,12	99,34	99,33	99,13	99,29	99,43	99,61	99,48	99,40	99,10	99,23
Igual o menor al 60%	99,07	99,23	99,13	99,38	98,82	99,24	99,58	99,60	99,61	99,40	99,78	99,55	99,51	99,73	99,66	99,83	99,67	99,73	99,49	99,78
Igual o menor al 70%	99,14	99,39	99,57	99,57	98,99	99,56	99,70	99,77	99,66	99,62	99,83	99,83	99,56	99,73	99,71	99,83	99,67	99,89	99,72	99,88
Igual o menor al 80%	99,37	99,67	99,73	99,68	99,16	99,62	99,82	99,89	99,72	99,73	99,89	99,89	99,84	99,78	99,71	99,83	99,67	99,95	99,77	99,89
Igual o menor al 90%	99,37	99,67	99,78	99,78	99,21	99,68	99,88	99,89	99,78	99,73	99,94	99,94	99,84	99,84	99,77	99,89	99,78	99,95	99,83	99,94

DISTRIBUCION DEL INCREMENTO DEL NUMERO DE INDIVIDUOS EN LA ECPF EN RELACION A LA VARIACION PORCENTAJE QUE REPRESENTA EL GASTO EN ALQUILER DE VIVIENDA SOBRE SU RENTA.

Entre el 10 y el 15%	430	441	478	480	471	389	423	451	489	500	471	471	465	479	435	450	485	465	456	440
Entre el 15 y el 20%	259	318	295	305	286	287	285	313	248	323	290	290	273	338	253	309	268	335	310	301
Entre el 20 y el 25%	169	201	165	173	124	139	123	131	129	148	153	146	126	164	162	155	169	182	163	169
Entre el 25 y el 30%	90	66	76	83	64	59	70	64	54	87	81	92	59	71	73	90	64	80	70	65
Entre el 30 y el 35%	35	48	44	37	35	38	29	29	29	47	42	38	37	41	44	34	39	45	38	38
Entre el 35 y el 40%	15	24	26	22	13	28	16	20	15	27	19	18	16	20	24	15	14	22	17	22
Entre el 40 y el 50%	19	16	20	19	21	15	10	12	9	16	7	15	12	21	16	20	9	14	11	10
Entre el 50 y el 60%	6	13	6	7	4	2	3	6	6	5	8	4	7	8	4	4	4	6	7	8
Entre el 60 y el 70%	3	3	8	4	3	5	2	3	1	4	1	5	1	0	1	0	0	3	4	2
Entre el 70 y el 80%	4	5	3	2	3	1	2	2	1	2	1	1	5	1	0	0	0	1	1	0
Entre el 80 y el 90%	0	0	1	2	1	1	1	0	1	0	1	1	0	1	1	1	2	0	1	1
Entre el 90 y el 100%	11	6	4	4	14	5	2	2	4	5	1	1	3	3	4	2	4	1	3	1

**CUADRO 5.6: DESVIACIONES TÍPICAS DE LAS VARIABLES DE CONSUMO CON LAS MUESTRAS SEPARADAS.**

**1.- SEPARACION DE LA MUESTRA CUANDO AV/IT ES MENOR O IGUAL AL 10%**

**1.A.- SELECCION DE INDIVIDUOS RESTRINGIDOS EN LIQUIDEZ.**

Nº orden cohorte	Tamaño medio (nº ind.)	Categorías de gasto en consumo			Ingreso Total
		Total	GAL	CND	
1	42	0,060	0,071	0,059	0,045
2	45	0,051	0,069	0,051	0,044
3	58	0,062	0,074	0,062	0,051
4	30	0,057	0,067	0,054	0,049
5	51	0,040	0,065	0,044	0,030
6	57	0,047	0,066	0,049	0,037
7	46	0,053	0,068	0,054	0,036
8	45	0,043	0,070	0,047	0,029
9	56	0,042	0,059	0,044	0,030
10	76	0,045	0,063	0,049	0,031
11	47	0,043	0,064	0,045	0,029
12	72	0,041	0,072	0,046	0,031
13	36	0,048	0,073	0,050	0,034
14	50	0,051	0,067	0,053	0,040
Media	51	0,049	0,068	0,050	0,037

**1.B.- SELECCION DE INDIVIDUOS NO RESTRINGIDOS EN LIQUIDEZ.**

Nº orden cohorte	Tamaño medio (nº ind.)	Categorías de gasto en consumo			Ingreso Total
		Total	GAL	CND	
1	50	0,057	0,079	0,065	0,054
2	79	0,043	0,072	0,048	0,042
3	71	0,061	0,079	0,068	0,055
4	61	0,050	0,075	0,055	0,045
5	74	0,042	0,072	0,049	0,036
6	66	0,046	0,070	0,051	0,039
7	49	0,057	0,079	0,065	0,044
8	85	0,037	0,068	0,046	0,029
9	91	0,038	0,068	0,046	0,023
10	96	0,042	0,073	0,052	0,030
11	88	0,040	0,067	0,047	0,030
12	127	0,041	0,074	0,048	0,033
13	61	0,041	0,072	0,050	0,035
14	63	0,044	0,070	0,054	0,036
Media	76	0,046	0,073	0,053	0,038

**CUADRO 5.7: DESVIACIONES TÍPICAS DE LAS VARIABLES DE CONSUMO CON LAS MUESTRAS SEPARADAS.**

**2.- SEPARACION DE LA MUESTRA CUANDO AV/IT ES MENOR O IGUAL AL 15%**

**2.A.- SELECCION DE INDIVIDUOS RESTRINGIDOS EN LIQUIDEZ.**

Nº orden cohorte	Tamaño medio (nº ind.)	Categorías de gasto en consumo			Ingreso Total
		Total	GAL	CND	
1	60	0,059	0,073	0,060	0,044
2	76	0,048	0,070	0,050	0,038
3	84	0,061	0,074	0,063	0,049
4	50	0,055	0,071	0,053	0,046
5	84	0,041	0,068	0,046	0,031
6	92	0,047	0,067	0,049	0,036
7	68	0,055	0,073	0,058	0,038
8	87	0,041	0,070	0,047	0,028
9	100	0,041	0,064	0,044	0,027
10	116	0,044	0,069	0,050	0,030
11	88	0,041	0,062	0,044	0,028
12	124	0,041	0,072	0,046	0,031
13	64	0,046	0,071	0,049	0,033
14	75	0,049	0,067	0,053	0,038
<b>Media</b>	<b>83</b>	<b>0,048</b>	<b>0,069</b>	<b>0,051</b>	<b>0,036</b>

**2.B.- SELECCION DE INDIVIDUOS NO RESTRINGIDOS EN LIQUIDEZ.**

Nº orden cohorte	Tamaño medio (nº ind.)	Categorías de gasto en consumo			Ingreso Total
		Total	GAL	CND	
1	32	0,058	0,081	0,066	0,058
2	48	0,043	0,071	0,049	0,047
3	46	0,062	0,081	0,070	0,060
4	41	0,049	0,075	0,056	0,048
5	41	0,042	0,073	0,049	0,038
6	31	0,047	0,071	0,051	0,043
7	26	0,056	0,078	0,064	0,046
8	44	0,035	0,067	0,046	0,031
9	47	0,036	0,066	0,046	0,025
10	56	0,041	0,071	0,051	0,032
11	47	0,040	0,072	0,050	0,032
12	74	0,041	0,076	0,048	0,034
13	33	0,040	0,074	0,051	0,036
14	38	0,044	0,072	0,055	0,037
<b>Media</b>	<b>43</b>	<b>0,045</b>	<b>0,073</b>	<b>0,054</b>	<b>0,041</b>

cifras no revelan diferencias apreciables ni con respecto al criterio de separación del 10%, ni con respecto a la muestra total. La comparación de los resultados para ambos criterios de demarcación tampoco muestran que el aumento del valor del criterio suponga alteraciones en el tamaño del error de medida asociado a cada una de las submuestras obtenidas.

Por último, en los Gráficos 6.1 a 6.8 se presenta la evolución temporal de consumo y renta para las muestras obtenidas aplicando los dos criterios de separación muestral mencionados anteriormente. En dichos gráficos se aprecia como la evolución temporal de todos los agregados de consumo, obtenidos promediando todas las cohortes presumiblemente restringidas en liquidez, es similar a la que se observaba en los resúmenes de la encuesta; se aprecia el mismo patrón de estacionalidad centrado en el último trimestre del año, así como el crecimiento especialmente elevado en el último año de la muestra. Lo mismo se puede decir de la evolución de las categorías de consumo para las muestras de individuos presumiblemente no restringidos en liquidez. Con respecto a la evolución temporal de la renta, se observa un comportamiento similar al que evidenciaba el resumen de la encuesta en el caso de las muestras de individuos presumiblemente restringidos en liquidez, pero la muestra complementaria presenta una evolución temporal notablemente alejada de dichos patrones, sin que pueda apreciarse una clara tendencia de evolución. Como ocurría con el promedio para todas las cohortes, las cifras de ingreso suelen ser superiores a las de gasto, sobre todo en el caso de las muestras de individuos presuntamente sujetos a restricciones de liquidez. Cuando la muestra se separa para un valor del 15% del valor del alquiler en vivienda sobre la renta, se da una mayor proximidad entre las cifras de gasto e ingreso en el caso de los individuos no restringidos. Posiblemente, este resultado obedezca al mayor error de medida incorporado en estas cohortes, de dimensión más reducida. En cualquier caso, como señalábamos antes, este fenómeno también se aprecia con la selección muestral alternativa, para la cual los tamaños relativos de ambas muestras no son lo bastante distintos para explicar esta mayor diferencia entre gasto e ingreso. Por ello, nos inclinamos a creer que en las muestras de individuos presuntamente no restringidos en liquidez existe un mayor error de medida en la variable ingreso que en las muestras de individuos que si lo están. Nótese también que, en el primero de los casos citados, la menor distancia entre los valores de gasto y renta está asociada a evoluciones de ambas variables notablemente más dispares, de acuerdo con el comportamiento que cabría esperar de individuos no sujetos a restricciones de liquidez.

A.- CRITERIO DEL 10% DE GASTO EN ALQUILERES SOBRE LA RENTA.

GRAFICO 6.1.

Presuntamente restringidos en liquidez.

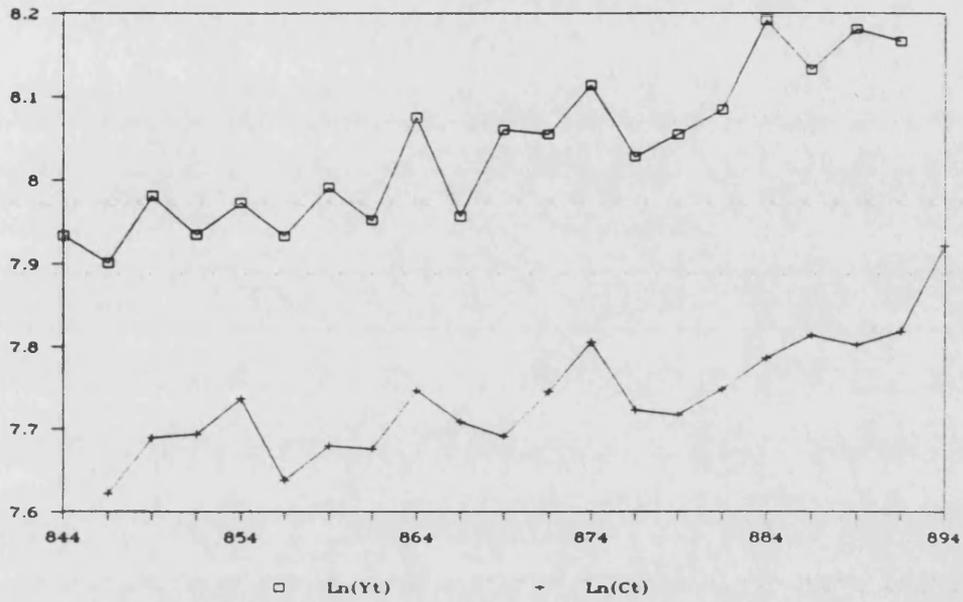
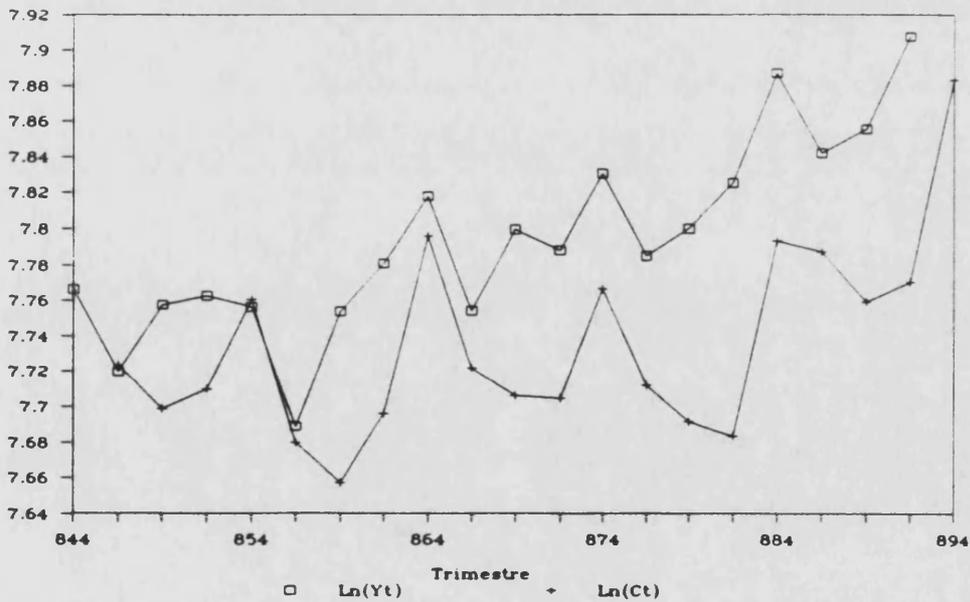


GRAFICO 6.2.

Presuntamente no restringidos en liquidez.



B.- CRITERIO DEL 15% DE GASTO EN ALQUILERES SOBRE LA RENTA.

GRAFICO 6.3.

Presuntamente restringidos en liquidez.

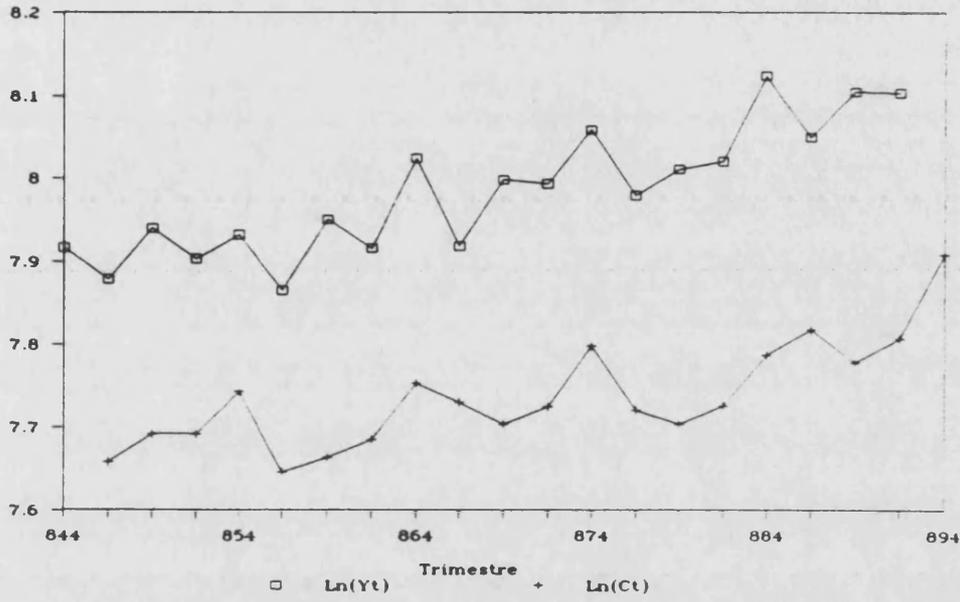
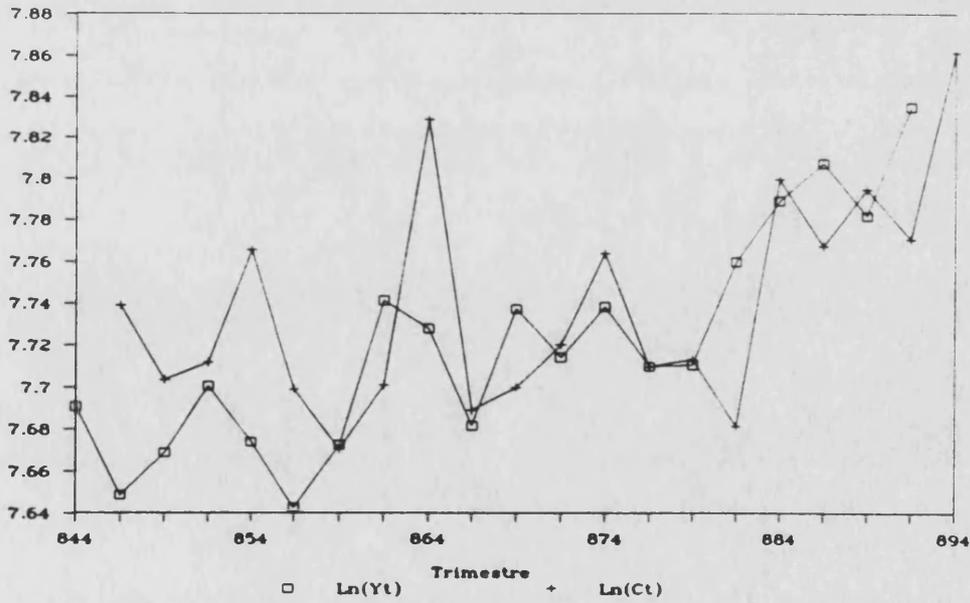


GRAFICO 6.4.

Presuntamente no restringidos en liquidez.



A.- CRITERIO DEL 10% DE GASTO EN ALQUILERES SOBRE LA RENTA.

GRAFICO 6.5.

Presuntamente restringidos en liquidez.

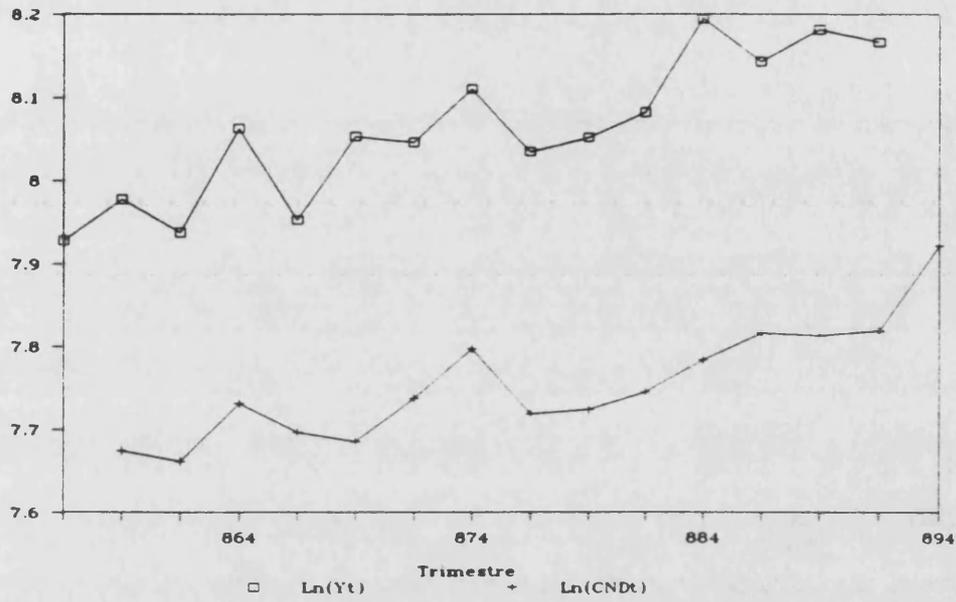
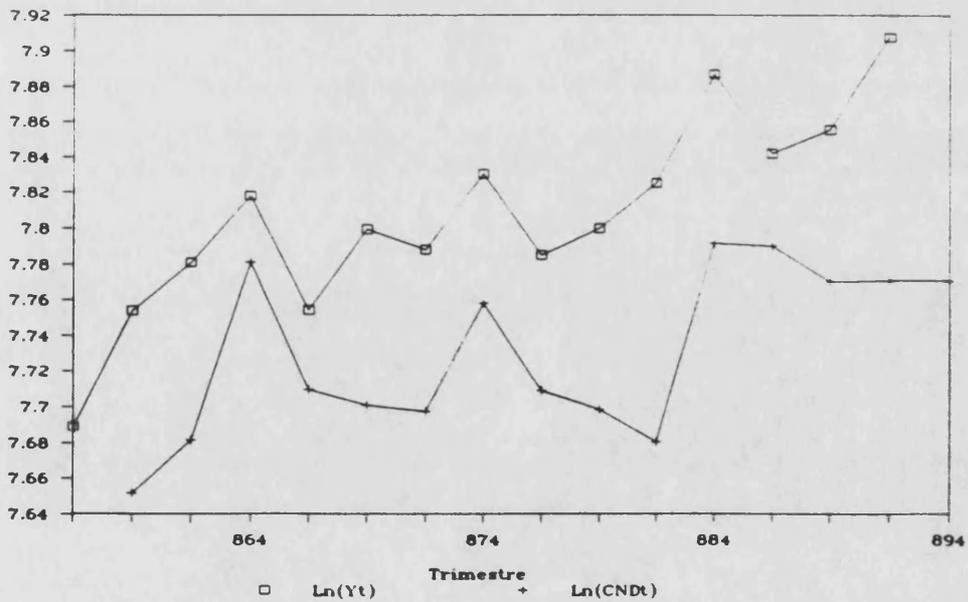


GRAFICO 6.6.

Presuntamente no restringidos en liquidez.



B.- CRITERIO DEL 15% DE GASTO EN ALQUILERES SOBRE LA RENTA.

GRAFICO 6.7.

Presuntamente restringidos en liquidez.

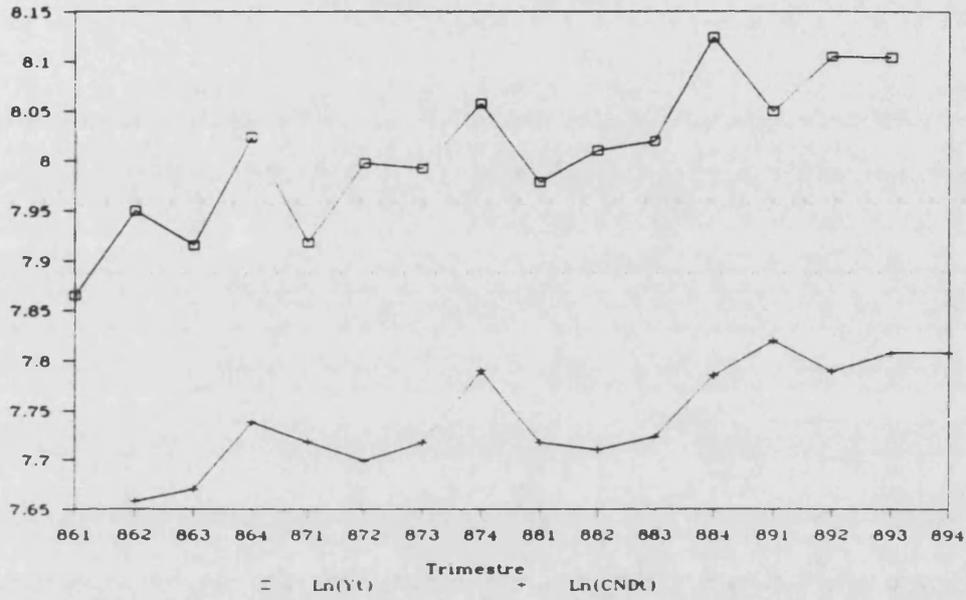
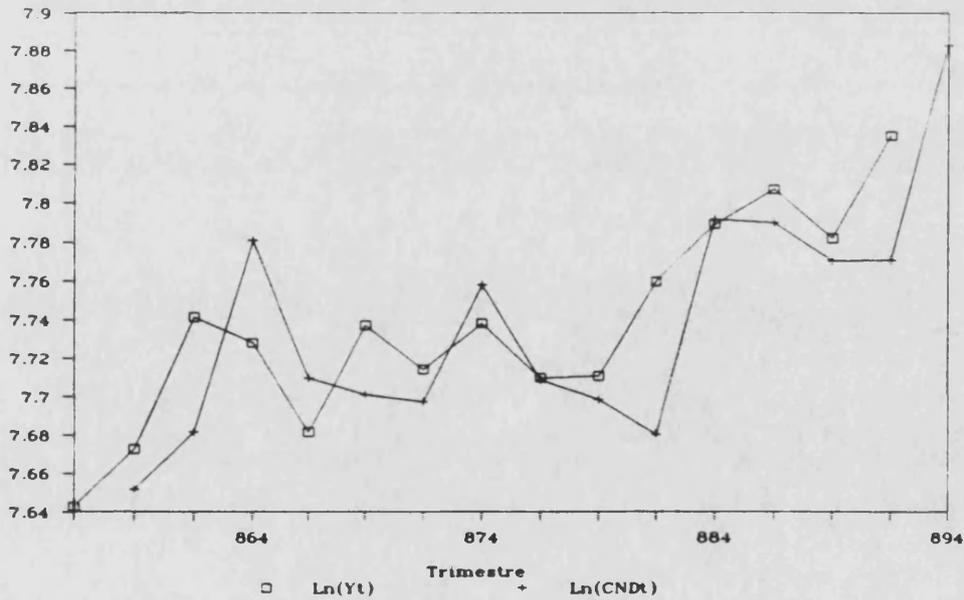


GRAFICO 6.8.

Presuntamente no restringidos en liquidez.



## 6.- RECAPITULACION.

En este capítulo se ha presentado una opción para el tratamiento de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares entre 1985 y 1989, cuya finalidad es analizar el comportamiento del consumo agregado español, y muy especialmente la repercusión en el mismo de las restricciones de liquidez. La efectiva realización de dicho estudio empírico es materia de los siguientes capítulos.

Dicha opción se basa en la aplicación a la encuesta mencionada de las metodologías disponibles para la construcción de pseudo-paneles. A tal fin, en la primera parte de este capítulo se han examinado tanto las ventajas como los inconvenientes que esta metodología presenta. También se ha comprobado la relevancia de la misma en el estudio del consumo, dada la disparidad de resultados existente en este campo, también en el caso español, y debido al puente que este tipo de datos tiende entre los dos extremos de agregación que constituyen los datos macroeconómicos y los datos microeconómicos.

La aplicación de la metodología de Deaton a la ECPF presenta algunos problemas particulares, como es el hecho de que esta encuesta tiene una periodicidad trimestral, con lo que la variable edad del sustentador principal queda invalidada, en cierta medida, como un medio adecuado para el enlace de todas las observaciones trimestrales de las cohortes definidas. En el caso de que se emplee esta variable para la identificación temporal de las mismas, es imprescindible desechar tres observaciones trimestrales por año, lo cual genera una pérdida demasiado elevada en las mismas, dados los objetivos del contraste empírico que se pretende realizar. Por ello, se propone un criterio mixto de selección de las cohortes basado tanto en la utilización de dicha variable, como en la de la condición o categoría socioeconómica y del nivel de estudios del sustentador principal. Adicionalmente, consideramos que este criterio asegura una mayor representatividad de la muestra de cohortes obtenida, una cuestión no suficientemente tratada en la literatura.

Se examina asimismo la bondad de las cohortes efectivamente obtenidas mediante la aplicación del criterio propuesto, en función del error de medida que incorporan y de acuerdo con los estándares habituales en los trabajos comparables. Los resultados obtenidos permiten

concluir que los tamaños medios de las cohortes, dada la elevada dimensión temporal de la muestra, en términos relativos, aseguran que el sesgo por dicha causa no invalidaría las conclusiones del análisis econométrico. Adicionalmente, dicho sesgo se evalúa también en función de los resultados de los ejercicios de simulación presentados en Collado (1992), reafirmando las conclusiones anteriores.

En este capítulo se comentan también los criterios empleados para la obtención de las distintas variables necesarias para el posterior análisis econométrico. Los criterios utilizados, en cada caso, siguen los estándares generalizados en la literatura, aunque, desafortunadamente, no ha sido posible obtener valores individualizados para las variables tipo de interés y precios. Por otra parte, se analiza la evolución temporal de todas las variables obtenidas, tanto la de las dos anteriores, como la de las variables gasto en consumo e ingreso obtenidas para las cohortes. En este último caso, se pone especial énfasis en la comparación de los resultados obtenidos con el pseudo-panel con respecto a los que se extraen de la evolución temporal de las mismas variables, tal y como se presentan en los resúmenes globales de la encuesta. Dicha comparación es especialmente interesante para analizar el sesgo por error de medida producido en la generación de las cohortes y para detectar cualquier otra fuente del mismo distinta a la propia obtención de las mismas. En este sentido, toda la evidencia examinada apunta a que el sesgo por error de medida es especialmente grave en la variable renta, sin duda debido a cuestiones de ocultación fiscal. En este terreno, son especialmente significativas las diferencias en la desviación típica de la variable ingreso en función de la categoría o condición socioeconómica, o en función de la propia naturaleza del ingreso.

Por último, se repite el análisis anterior al caso de una nueva selección muestral sobre el grupo de cohortes obtenidas previamente, de forma que se generan 28 nuevas cohortes que se agrupan en dos muestras de individuos presuntamente sujetos y no sujetos a restricciones de liquidez. Obviamente, el sesgo por error de medida es, en este caso, más grave que con la muestra más amplia, dado que las cohortes obtenidas tienen un menor tamaño medio en número de individuos. Sin embargo, a pesar de esta circunstancia, la nueva muestra posibilita la realización de un ejercicio altamente interesante tanto desde el punto de vista analítico como desde el punto de vista empírico, puesto que permite comprobar si se alteran las

conclusiones del análisis realizado para la muestra global, y, por tanto, si las restricciones de liquidez repercuten de forma diferente para distintos grupos de población, al mismo tiempo que permite evaluar la repercusión en los resultados de la minoración del número medio de individuos por cohorte.

## **APENDICE**

Las variables que se utilizaron en la elaboración de las distintas cohortes presentaban la siguiente tipificación en la ECPF:

**A.- Categoría Socioeconómica y Situación en la Actividad del Sustentador Principal:**

- 1.- Parado que busca empleo.
- 2.- Empresario con asalariados y profesiones liberales.
- 3.- Empresarios agrarios sin asalariados y miembros de cooperativas agrarias.
- 4.- Obreros agrarios.
- 5.- Empresarios no agrarios sin asalariados y trabajadores independientes.
- 6.- Directores, gerentes y cuadros superiores, medios y oficiales de las Fuerzas Armadas.

7.- Resto del personal administrativo, comercial y técnico, obreros especializados, suboficiales y clases de las Fuerzas Armadas.

8.- Obreros no agrarios sin especializar.

**B.- Nivel de Estudios del Sustentador Principal:**

- 1.- Analfabetos.
- 2.- Sin estudios.
- 3.- Enseñanza de Primer Grado.
- 4.- Enseñanza de Segundo Grado, primer ciclo.
- 5.- Enseñanza de Segundo Grado, segundo ciclo.
- 6.- Enseñanza de Tercer Grado, primer ciclo.
- 7.- Enseñanza de Tercer Grado, segundo y tercer ciclo.

En base a la anterior tipificación, las cohortes consideradas vienen definidas de la siguiente forma (los intervalos de edad corresponden al año 1985):

SITACT	ESTSP	EDAD	NC
2/3/5	1,2	23-62	1
	3	23-45	2
		46-62	3
	4,5,6,7	23-62	4
6	Todas	23-62	5
4/7/8	1,2	23-49	6
		50-62	7
7	3	23-35	8
		36-45	9
		46-62	10
	4	23-62	11
	5,6,7	23-62	12
4/8	3,4,5,6,7	23-39	13
		40-62	14

**Nota:** La definición de cada una de las variables que figuran en la Tabla es la siguiente:

**SITACT:** Categoría socioeconómica y situación en la actividad del sustentador principal.

**ESTSP:** Nivel de estudios (terminados) del sustentador principal.

**NCLED:** Edad del sustentador principal.

**NC:** Número de clasificación de la cohorte.

## **CAPITULO 3**

---

### **CONSUMO Y EXCESO DE SENSIBILIDAD EN EL CASO ESPAÑOL**

## 1.- INTRODUCCION.

El convencimiento de que sólo el dato microeconómico puede discriminar claramente entre las muy diferentes hipótesis de comportamiento postuladas por cada uno de los modelos alternativos de consumo agregado, se ha ido extendiendo con fuerza desde el trabajo pionero de Hall y Mishkin (1982), como comprobamos en el primer capítulo. Sin embargo, las dificultades de todo tipo que estos estudios enfrentan, debidas tanto a las exigencias econométricas de los contrastes necesarios, como a la muy pobre adecuación de los datos disponibles a los mismos, y de las cuales es una magnífica referencia Deaton (1992), han llevado a que el número de estos trabajos sea muy reducido, a pesar del tiempo transcurrido desde el estudio de Hall y Mishkin (1982), ya citado, y a que la cuestión del comportamiento del consumo siga siendo fuente de gran controversia<sup>1</sup>. Afortunadamente, para el caso español, el reciente trabajo de López Salido (1993) abre el camino del estudio del consumo agregado con dato microeconómico.

En este capítulo se pretende verificar el comportamiento intertemporal del consumo individual a partir del pseudo-panel de datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares entre 1985 y 1989, presentado en el capítulo anterior. La metodología estadística de pseudo-paneles de datos cuenta en la actualidad con algunos ejemplos de aplicación interesantes, y tiene grandes ventajas para modelos dinámicos como el que se considera aquí, en los cuales el número de observaciones temporales es crucial, con el inconveniente que el aumento de esta variable suele suponer en los auténticos paneles, por el aumento que implica en los sesgos de atricción<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> En este sentido, se pueden citar las conclusiones radicalmente divergentes de los trabajos de Zeldes (1989) y Runkle (1991), a partir de una misma fuente estadística, el PSID, y de una misma tecnología econométrica, como vimos en el capítulo 1.

<sup>2</sup> En este sentido, López Salido (1993) es una buena muestra de la potencialidad y limitación de la ECPF. Una vez aplicados los filtros necesarios, sus muestras se reducen a 863 economías domésticas para el período 1985.1-1986.2, y a 183 economías domésticas para el período 1988.1-1989.4. El primero de los paneles mencionados presenta fuertes objeciones por el período que comprende, durante el cual la Encuesta se encontraba todavía en una fase inicial de puesta en marcha, como, por otra parte, reconoce el propio INE, siendo discutible el grado de representatividad de la misma. En todo caso, cualquier panel extraído de la ECPF comprenderá, como máximo, ocho observaciones trimestrales, lo cual, habida cuenta de la estacionalidad que presentan los datos de consumo, es un serio handicap para los trabajos de panel. Todo este tipo de problemas entran, por lo demás, en las limitaciones que la literatura ha reconocido siempre a este tipo de datos ( Hsiao (1985), Heckman y Robb (1985) y Deaton (1985)).

Al margen de la especificidad del tipo de datos utilizados, y que, en nuestro caso, permiten la comparación directa con los resultados de López Salido (1993), quien emplea la misma fuente estadística para extraer un panel y contrastar un modelo similar, la amplia dimensión temporal posibilita la aplicación de las técnicas de Anderson-Hsiao (1982) para eliminar la heterogeneidad inobservable. Desgraciadamente, resulta imposible la estimación del modelo mediante estimadores MGM, más eficientes, dada la estructura de la muestra resultante. Al mismo tiempo, el hecho de que los datos utilizados puedan considerarse a medio camino entre el dato agregado y el individual, también permite comparar los resultados con los obtenidos en trabajos que utilizan series temporales, como son, para el caso español, Andrés, Molinas y Taguas (1990), Saéz (1990) y Argimón, Gonzalez-Páramo y Roldan (1993).

La finalidad empírica del trabajo consiste fundamentalmente en la verificación de la existencia o no de exceso de sensibilidad del consumo a la renta para el caso español. En ese sentido, se ha contrastado la hipótesis para las categorías de gasto en consumo señaladas en el capítulo 2: gasto total; en alimentos, bebidas y tabaco; gasto en bienes no duraderos, obtenido a partir de una ampliación de los gastos incluidos en la categoría anterior; y gasto en bienes duraderos. Por otra parte, se ha hecho especial hincapié en la estimación de la elasticidad de sustitución intertemporal, habida cuenta de los valores especialmente elevados que los trabajos previos han encontrado para la misma en el caso español, frente a las cifras mucho más bajas obtenidas en otras economías, especialmente Estados Unidos. En todos los casos, los resultados se someten al control por la estacionalidad, lo que es imprescindible a tenor de la evidencia presentada en dicho capítulo, y a una serie de test para los shocks agregados, si bien, en este caso, la estructura de la muestra condiciona en buena medida la realización de los mismos.

El trabajo está estructurado de la forma siguiente: en la sección 2, se presenta el modelo teórico; en la sección 3, el modelo empírico y el contraste básico del mismo, así como el tratamiento econométrico de algunas cuestiones relevantes, como el error de medida, así como el tratamiento estadístico de las distintas variables utilizadas; finalmente, en la sección 4, se presentan los resultados obtenidos.

## 2.- UN MODELO DE ELECCION INTERTEMPORAL DEL CONSUMO.

Suponemos que la economía doméstica maximiza el valor presente esperado de una función de utilidad separable intra e intertemporalmente, dada toda la información disponible en ese momento. En cada período, la economía doméstica decide el nivel de consumo en el mismo,  $C_{i,t}$ , enfrentándose al siguiente problema de optimización con un horizonte temporal finito T:

$$\max E_t \sum_{j=0}^{T-t} \left( \frac{1}{1+\delta_i} \right)^j U(C_{i,t+j} \theta_{i,t+j}) \quad (1)$$

sujeto a la siguiente restricción presupuestaria intertemporal,

$$A_{i,t+j+1} = (1+r_{t,j}) [A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j}] \quad (2)$$

y a las restricciones de no negatividad

$$C_{i,t+j} \geq 0 \quad (3)$$

$$j = 0, \dots, T-t-1$$

$$A_{i,T} \geq 0 \quad (4)$$

donde los subíndices  $i$  y  $j$  hacen referencia a la economía doméstica y al período temporal, respectivamente;  $U(\cdot)$  es la función de utilidad uniperíodo;  $C_{i,t}$  es el consumo real;  $\theta_{i,t}$  es una perturbación de preferencias;  $\delta_i$  es la tasa de preferencia temporal de la economía doméstica;  $A_{i,t}$  es la riqueza no humana de la misma al comienzo del período  $t$ , que se materializa en el único activo disponible de la economía;  $r_t$  es el tipo de interés real después de impuestos que proporciona dicho activo entre los períodos  $t$  y  $t+1$ ; e  $Y_{i,t}$  es la renta laboral disponible real del período.  $E_t$  es el operador esperanza matemática condicionado sobre el conjunto de la información disponible en el momento  $t$ .

Como es bien sabido, la condición de primer orden de este problema de optimización intertemporal, cuando el mercado de capitales es perfecto y no se da ningún tipo de

restricciones de liquidez, viene dada por la siguiente expresión<sup>3</sup>:

$$\frac{1}{p_k} \frac{\partial U(C_{ik}, \theta_{ik})}{\partial C_{ik}} = \frac{1}{1+\delta_i} E_i \left[ (1+r_k) \frac{\partial U(C_{ik+1}, \theta_{ik+1})}{\partial C_{ik+1}} \right] \quad (5)$$

$$i = 1, \dots, N \quad k = t, \dots, T$$

donde  $N$  es el número de economías domésticas. En el óptimo, un individuo será incapaz de aumentar su utilidad mediante la disminución de su consumo actual a cambio de un mayor consumo futuro financiado con el ahorro y los ingresos por intereses del mismo; de la misma forma, tampoco conseguirá ganancias adicionales de utilidad mediante la reducción del consumo futuro, minorando su ahorro, para incrementar el consumo actual.

Si las expectativas se forman racionalmente, la anterior condición de primer orden para los períodos  $t$  y  $t+1$  se transforma en la siguiente:

$$\frac{\frac{\partial U(C_{i,t+1}, \theta_{i,t+1})}{\partial C_{i,t+1}}}{\frac{\partial U(C_{i,t}, \theta_{i,t})}{\partial C_{i,t}}} \frac{(1+r_t)}{(1+\delta_i)} = 1 + \varepsilon_{i,t+1} \quad (6)$$

donde  $\varepsilon_{i,t+1}$  es un error de esperanza cero e incorrelado con cualquier variable conocida por el agente en el momento  $t$ .

---

<sup>3</sup> Como vimos en el Apéndice del capítulo 1, este resultado descansa en el principio de optimalidad de Bellman, en virtud del cual el anterior programa de optimización es equivalente al siguiente:

$$V(A_{i,t}) = \text{Max} \{ U(C_{i,t}, \theta_{i,t}) + (1+\delta_i)^{-1} E_t V(A_{i,t+1}) \}$$

donde  $V(A_{i,t})$  refleja la máxima utilidad esperada por el individuo en el período  $t$ , dependiendo de la riqueza prevista al comienzo de ese período y de los valores esperados de las variables relevantes durante el mismo, y verifica:

$$\frac{\partial V(A_{i,t})}{\partial A_{i,t}} = \frac{\partial U(C_{i,t}, \theta_{i,t})}{\partial C_{i,t}}$$

El lector interesado puede consultar Lambert (1985).

Suponemos que la función de utilidad individual es del tipo CRRA:

$$U(C_{i,t}, \theta_{i,t}) = \frac{1}{1-\alpha} C_{i,t}^{1-\alpha} \exp \theta_{i,t} \quad (7)$$

en donde  $\alpha$  es el coeficiente de aversión relativa al riesgo, el cual se supone constante para cada economía doméstica; por otra parte, también se puede interpretar como el inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal<sup>4</sup>. El componente  $\theta_{i,t}$  se supone distinto para cada economía doméstica y variable en el tiempo, y vendrá dado por la siguiente expresión:

$$\theta_{i,t} = \sum_{j=1}^n B_j X_{i,t}^j + B_0 + \mu_t + u_{i,t} \quad (8)$$

Conjuntamente,  $B_j$ ,  $\mu_t$  y  $u_{i,t}$ , componen la parte no observable de los gustos de la economía doméstica, que está integrada por: a) un componente invariable en el tiempo para cada economía doméstica,  $B_j$ ; b) un componente de shock agregado, idéntico para todas las economías domésticas y variable en el tiempo,  $\mu_t$ ; y, c) un término de error sobre los gustos e independiente de los dos anteriores,  $u_{i,t}$ . El resto de las variables forman la fracción observable de los gustos de la economía doméstica. El número y calidad de las variables incluidas en el vector  $X = (X_{i,t}^1, \dots, X_{i,t}^n)$  dependerán de la bondad de la fuente estadística utilizada, aunque, al menos, se suelen incluir la edad del sustentador principal, su cuadrado y el número de miembros de la economía doméstica.

Incorporando la función de utilidad postulada a la anterior condición de primer orden, obtenemos la siguiente expresión:

$$\frac{C_{i,t+1}^{-\alpha} \exp \theta_{i,t+1}}{C_{i,t}^{-\alpha} \exp \theta_{i,t}} \frac{1+r_t}{1+\delta_t} = 1 + \varepsilon_{i,t+1} \quad (9)$$

y tomando logaritmos y reordenando la igualdad anterior:

---

<sup>4</sup> La identidad entre ambos conceptos teóricos ha sido fuente de controversia en la literatura, debido a la evidencia empírica de un valor excesivamente reducido para la elasticidad de sustitución intertemporal, lo cual significaría que los individuos presentan una aversión al riesgo casi infinita. Véase la nota 23 del capítulo 1.

$$\ln C_{t+1} = \ln C_t + \frac{1}{\alpha}(\theta_{t+1} - \theta_t) + \frac{1}{\alpha} \ln(1+r_t) - \frac{1}{\alpha} \ln(1+\delta_t) - \frac{1}{\alpha} \ln(1+\varepsilon_{t+1}) \quad (10)$$

en donde

$$\theta_{t+1} - \theta_t = B' \Delta X_{t+1} + (\mu_{t+1} - \mu_t) + (u_{t+1} - u_t) \quad (11)$$

y en la cual  $B' \Delta X_{t+1} = \sum_{l=1}^n B_l (X_{t+1}^l - X_t^l)$  El término  $u_{t+1} - u_t$  lo supondremos estacionario y de esperanza nula. Obsérvese que el término de perturbación constante para cada economía doméstica,  $B_i$ , ha desaparecido, aunque la heterogeneidad individual inobservable sigue presente a través de la tasa de descuento intertemporal de cada familia.

Por otra parte, en el caso de que se produjeran shocks macroeconómicos que afecten a individuos distintos de la misma forma,  $\varepsilon_{i,t+1}$  presentaría una correlación no nula entre diferentes economías domésticas. Para incorporar al análisis esta fuente de correlación entre distintas familias, supondremos, con Zeldes (1989a), que  $1 + \varepsilon_{i,t+1}$  se compone del siguiente producto:

$$(1 + \varepsilon_{t+1}) = (1 + \gamma_{t+1}) \cdot (1 + \omega_{t+1}^m) \quad (12)$$

en donde  $\gamma_{i,t+1}$  es un término de error de expectativas, incorrelado con cualquier variable fechada en el momento  $t$ , o con anterioridad, y  $\omega_{t+1}^m$ , un shock macroeconómico igual para todas las economías domésticas. Ambos términos de perturbación los supondremos de media cero, varianza constante y covarianza nula. En este caso, la perturbación aleatoria de la anterior ecuación de Euler vendría dada por:

$$e_{t+1} = \frac{1}{\alpha} [(u_{t+1} - u_t) - \ln(1 + \gamma_{t+1})] \quad (13)$$

que no tendrá, por lo general, media cero. Sin embargo, aplicando una transformación de

Taylor de segundo orden<sup>5</sup>, y aprovechando el hecho de que, entonces, si  $\gamma_{i,t+1}$  se distribuye lognormalmente, se verifica

$$E_t [ \ln(1+\gamma_{i,t+1}) ] = \frac{1}{2} \sigma_\gamma^2 \quad (14)$$

podemos transformar el modelo sumando y restando la mitad de la varianza de  $\gamma_{i,t+1}$ , para conseguir una perturbación aleatoria de media nula, con lo cual el modelo resultaría en la siguiente expresión:

$$\ln C_{i,t+1} = \ln C_{i,t} + B_1 \Delta X_{i,t+1} + B_2 M_t + K_t + K_i + v_{i,t+1} \quad (15)$$

en la cual  $X_{i,t+1}$  es una matriz de variables individuales observables;  $M_t$  es una matriz de variables exógenas idénticas para todos los individuos, observables y con variabilidad temporal;  $K_t$  es el efecto fijo temporal;  $K_i$  es el efecto fijo individual, inobservable al igual que el anterior; y  $v_{i,t+1}$  es el término de perturbación aleatoria de media cero, varianza constante, e incorrelado con cualquier variable perteneciente al conjunto de información de la economía doméstica en el momento  $t$ . En  $M_t$  se ha incluido también el logaritmo del cociente de precios entre  $t$  y  $t+1$  para captar los efectos que sobre el consumo pueden tener las variaciones imprevistas de la inflación a través de las alteraciones del valor real del capital de las economías domésticas, de acuerdo con el argumento de Deaton (1977), evaluado empíricamente para la economía inglesa por Davidson, Hendry, Srba y Yeo (1978) y por Pesaran y Evans (1984). De esta forma, las expresiones analíticas de estos términos, dado el desarrollo del modelo, son las siguientes:

$$M_t = \left[ \ln(1+r_t), \ln \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \quad (16)$$

$$K_t = \frac{1}{\alpha} [ (\mu_{t+1} - \mu_t) - \ln(1 + \omega_{t+1}^m) ] \quad (17)$$

---

<sup>5</sup> Es decir,

$$\ln(1+\gamma_{i,t+1}) = \gamma_{i,t+1} - \frac{1}{2} \gamma_{i,t+1}^2$$

$$K_i = \frac{1}{\alpha} \left[ \ln(1 + \delta_i) - \frac{1}{2} \sigma_\gamma^2 \right] \quad (18)$$

$$v_{i,t+1} = \frac{1}{\alpha} \left[ (u_{i,t+1} - u_{i,t}) - \ln(1 + \gamma_{i,t+1}) + \frac{1}{2} \sigma_\gamma^2 \right] \quad (19)$$

### 3.- EL METODO DE ESTIMACION Y EL CONTRASTE.

La anterior expresión (15) ha sido la base de los últimos contrastes de la teoría de la renta permanente/ciclo vital con expectativas racionales, utilizando datos de panel. En estos contrastes, como se deduce del desarrollo anterior, el supuesto de ausencia de correlación entre el término de error y las variables explicativas es crucial, dado que su no verificación dará lugar a estimaciones inconsistentes. Para evitar este problema, se emplea el método de variables instrumentales, de acuerdo con el procedimiento propuesto por Hansen y Singleton (1982), que evita resolver el equilibrio estocástico en los modelos con expectativas racionales, y que fué analizado en el capítulo 1; también se incorporan dummies temporales para tratar la repercusión de los efectos fijos agregados. Sin embargo, incluso con estas precauciones, el correcto tratamiento econométrico del modelo requiere un extremo cuidado en la consideración de los efectos individuales, i.e. la heterogeneidad inobservable. Tradicionalmente, la práctica más extendida en esta literatura para eliminar dichos efectos ha sido igualar la principal fuente de los mismos, la tasa de preferencia temporal, con la tasa de interés, de forma que, simultáneamente, se obviaba el problema de la elección de un tipo de interés representativo<sup>6</sup>. López Salido (1993), siguiendo a Runkle (1991), tiene en cuenta este aspecto contrastando la persistencia de la tasa de crecimiento del consumo en el modelo, a través de la introducción de esta variable desfasada al menos dos períodos en la regresión básica. En el caso de que las técnicas econométricas utilizadas no tengan en cuenta los efectos individuales, éstos estarán incorporados en el término de perturbación del modelo. Entonces, si los efectos individuales son importantes y generaron, por ejemplo, una tasa de

---

<sup>6</sup> Véase, a título de ejemplo, el trabajo de Lusardi (1991).

crecimiento del consumo más alta que la media en el pasado, para una economía doméstica concreta, ocurrirá lo mismo en el presente, con lo cual los retardos de la diferencia del consumo estarán correlacionados con aquéllos, presentes en el término de error del modelo. De esta forma, la ausencia de correlación entre estas dos variables, en cuyo caso los retardos de la tasa de crecimiento del consumo no serán significativos, se toma como prueba de un escaso papel de los efectos individuales en el modelo, mientras que su presencia, que conllevará la conclusión contraria a la anterior, obliga a considerar técnicas econométricas que traten adecuadamente los mismos.

Anderson y Hsiao (1982) proponen, para soslayar el problema que representa la heterogeneidad inobservable, tomar primeras diferencias. De esta forma, el modelo resulta en la siguiente expresión:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \Delta \ln C_{i,t} + B_1 \Delta^2 X_{i,t+1} + B_2 \Delta M_t + (v_{i,t+1} - v_{i,t}) \quad (20)$$

en la cual se han cancelado los efectos individuales inobservables y cualquier otra variable sin variación temporal, y donde se han supuesto incluidos los efectos temporales en el coeficiente  $B_1$ , con lo cual la matriz de explicativas contendrá las correspondientes dummies temporales. El modelo en primeras diferencias podrá estimarse por variables instrumentales, siendo los instrumentos válidos para la variable endógena retardada,  $\ln C_{i,t+1}$  o  $(\ln C_{i,t+1} - \ln C_{i,t+2})$ , o realizaciones anteriores de las mismas, puesto que todas ellas satisfacen las restricciones de ortogonalidad siguientes:

$$E[\ln C_{i,t}(v_{i,t+1} - v_{i,t})] = 0, \quad \forall s < t \quad (21)$$

tanto si existen efectos individuales como si no es así.

La modelización dinámica de Anderson-Hsiao aplicada al consumo, supone una ventaja adicional sobre aquéllas otras que, partiendo de la ecuación (15), utilizan como variable independiente la primera diferencia del consumo, en cuyo caso se está imponiendo la no estacionariedad de la serie. En el caso de que se utilice la modelización de Anderson-Hsiao, al margen de su conveniencia por la eliminación de los efectos individuales, no se impone la no estacionariedad. Se trata, por lo tanto, de una modelización mucho más

general<sup>7</sup>.

En cuanto a las variables contenidas en  $X_{i,t+1}$ , todas sus realizaciones temporales serán instrumentos válidos si consideramos que son exógenas en sentido estricto, i.e.

$E[x_{i,t}(v_{i,t+1} - v_{i,t})] = 0, \forall t,s$  El supuesto de exogeneidad estricta no parece muy restrictivo, una vez se han tenido en cuenta los efectos individuales y temporales, aunque puede serlo en el caso de las variables que miden el tamaño del hogar, si se tiene en cuenta el punto de vista económico<sup>8</sup>. Por otra parte, en el caso de que las variables explicativas se supusiesen endógenas, se podría utilizar como instrumento cualquier retardo de las mismas de orden igual o superior a  $t-2$ , dado que el término de perturbación del modelo es una sorpresa. En el caso de que se supusiesen predeterminadas, los instrumentos válidos serían sus retardos de orden igual o superior a  $t-1$ .

El contraste del modelo descansa, de forma crucial, en el supuesto de expectativas racionales, en virtud del cual, cualquier variable conocida en el momento  $t$ , por ejemplo  $Z_t$ , debería ser ortogonal al término de perturbación:

$$E_t [ Z_t v_{i,t+1} ] = 0 \quad (22)$$

El contraste se reduce, por tanto, a verificar la significatividad de cualquier variable fechada en  $t$ , o antes. Como vimos en el capítulo 1, particular atención ha merecido en la literatura empírica la consideración de la renta, o su incremento, en estos contrastes, debido a que la metodología de Hansen y Singleton (1982) evita el problema de simultaneidad de que adolecía toda la literatura empírica anterior, y también al intento de contrastar el modelo frente a los postulados de la teoría keynesiana.

---

<sup>7</sup> Arellano y Bond (1989) proponen una generalización de este método, aplicable en el caso de valores pequeños de  $T$  en relación a  $N$ , que utiliza todos los instrumentos válidos disponibles, e impone el cumplimiento de todas las restricciones de ortogonalidad. Los estimadores que resultan de emplear este procedimiento pueden considerarse estimadores del Método Generalizado de Momentos (MGM). También demuestran, mediante técnicas de simulación, que las varianzas de los estimadores MGM son más pequeñas que las de los estimadores AH. Por otra parte, Arellano (1989) prueba que la varianza asintótica del estimador de Anderson-Hsiao (AH) suele ser más pequeña cuando se utiliza como instrumento la variable endógena en niveles, que cuando se utiliza en diferencias.

<sup>8</sup> En este terreno, Banks, Blundell y Preston (1993) abordan, mediante técnicas de simulación, la repercusión de la presencia de niños en el hogar sobre la elección intertemporal del consumo de las economías domésticas. Sus resultados apoyan la tesis de que los hijos son una variable endógena en el modelo.

Sin embargo, es necesario ser cuidadoso cuando se pretende realizar el contraste de sensibilidad a la renta en el modelo en diferencias, como es nuestro caso. Dado que (véase la expresión (3) del capítulo 1):

$$v_{t+1} = \int \left( r_t \sum_{s=0}^{T-t} (E_{t+1} - E_t) Y_{t+s+1} \right) \quad (23)$$

al tomar primeras diferencias parece aconsejable utilizar  $Y_{t+1}$  o  $(Y_{t+1} - Y_{t+2})$ , o su versión logarítmica, y así evitar posibles problemas de correlación entre la renta y el término de perturbación. Por lo tanto, nuestro contraste de exceso de sensibilidad del consumo a la renta consistirá en verificar la significatividad del parámetro  $\lambda$  en el siguiente modelo:

$$\Delta \ln C_{t+1} = \Delta \ln C_t + B_1 \Delta^2 X_{t+1} + B_2 \Delta M_t + \lambda \Delta \ln Y_{t+1} + (v_{t+1} - v_t) \quad (24)$$

Un valor de  $\lambda$  significativamente distinto de cero implica el incumplimiento de la teoría de la renta permanente con expectativas racionales, que se puede explicar fundamentalmente por dos motivos: incumplimiento del supuesto de perfección del mercado de crédito, y, por lo tanto, existencia de restricciones de liquidez que imposibilitan a los individuos para trasladar renta intertemporalmente y suavizar el perfil temporal de su consumo; y/o, ausencia de separabilidad entre las decisiones de consumo y ocio, de forma que las condiciones marginales de primer orden del problema de elección intertemporal dependen de ambas variables<sup>9</sup>. Por otro lado, Arellano (1989) demuestra que la inclusión en este tipo de modelos de un regresor con alta correlación serial, como es el caso de la renta, aconseja instrumentar la variable endógena, el consumo en nuestro caso, por sus realizaciones en niveles antes que en diferencias.

Consideración específica aparte merece el tema del error de medida en la renta. Es bien conocido que, en las fuentes españolas de dato microeconómico sobre consumo y renta, el consumo registrado se muestra sistemáticamente más alto que los ingresos declarados, existiendo, además, una diferencia considerable entre los valores de ambas variables, que en algunos casos llega al 30%. Este problema también aparece en las fuentes estadísticas

---

<sup>9</sup> Recuerdese que Meghir y Weber (1993) proponen un método para distinguir entre el incumplimiento del modelo debido a la ausencia de separabilidad y debido a la existencia de restricciones de liquidez, y que utiliza tanto las condiciones marginales de primer orden como la relación marginal de sustitución entre dos bienes o grupos de bienes.

extranjeras, si bien en mucha menor medida. La razón básica es la infravaloración de los ingresos por motivos de ocultación fiscal<sup>10</sup>. Si denominamos  $\phi_{i,t-1}$  al error de medida en la renta, se verifica

$$\Delta \ln y_{i,t-1} = \Delta \ln y_{i,t-1}^* + \Delta \phi_{i,t-1} \quad (25)$$

y donde  $y_{i,t-1}^*$  es la renta real e  $y_{i,t-1}$  es la renta observada, lo cual implica que el término de error del modelo que incorpora la renta observada como regresor vendrá dado por la siguiente expresión:

$$v_{i,t-1}' = (v_{i,t-1} - v_{i,t-1}) - \gamma \Delta \phi_{i,t-1} \quad (26)$$

lo cual generaría estimaciones inconsistentes, debido a la correlación que existiría entre el término de perturbación y la renta. Introducir el nivel de esta variable, en lugar de su diferencia, en el modelo en niveles, tampoco hubiera resuelto el problema, puesto que Griliches y Hausman (1986) demuestran que la diferenciación dobla la varianza del error de medida. La práctica más extendida en la literatura, tras el trabajo de Altonji y Siow (1987), consiste en utilizar instrumentos externos para la renta. En nuestro caso, esta práctica no parece pertinente, dada la información disponible en la ECPF, salvo que consideremos la información existente en otras fuentes estadísticas<sup>11</sup>. Attanasio y Weber (1991), que emplean unos datos de características similares a los utilizados en el presente trabajo, aproximan la distribución de la renta para cada individuo por una función que consiste en una mezcla de dos lognormales, a partir de la media muestral. Tratándose de un procedimiento interesante, es, sin embargo, muy objetable por cuanto que no se explicitan las razones que están detrás de la elección de tal función de distribución<sup>12</sup>. Por otro lado, tampoco parece muy evidente que los sesgos introducidos no sean, cuando menos, tan elevados como los que se pretende

---

<sup>10</sup> Algunos autores han insistido, de forma especial, en el error de medida en la variable consumo, en lugar de poner el acento en la renta en esta cuestión, y, muy concretamente, Runkle (1991). Sin embargo, la mayor parte de la literatura parece estar de acuerdo en que, donde este problema es realmente preocupante es en la segunda de las variables mencionadas. Véanse Hayashi (1985a) y, sobre todo, Altonji y Siow (1987).

<sup>11</sup> En el trabajo citado, los instrumentos utilizados con este fin son: cambio del salario real, despidos y abandonos temporales del trabajo en el pasado, horas pérdidas por enfermedad, promociones en el pasado, e interacciones entre las mismas. Ninguna de ellas se encuentra entre la información proporcionada por la encuesta utilizada. Lusardi (1991) aplica esta misma técnica, pero extrae los instrumentos de la renta de una fuente estadística diferente de la que obtiene los datos de consumo.

<sup>12</sup> Esta objeción es tanto más importante cuanto que la literatura que analiza la distribución de la renta y la desigualdad coincide mayoritariamente en que la función que mejor ajusta la renta es la distribución gamma.

corregir.

En este trabajo se sigue la propuesta de Griliches y Hausman en el trabajo mencionado, consistente en considerar la estructura del error de medida para establecer los instrumentos válidos de la variable que se mide con error, que serían aquéllos no correlacionados con el término de perturbación del modelo. Así, si  $\phi_{i,t-1}$  es un ruido blanco,  $\ln Y_{i,t-3}$ , o su diferencia, serían instrumentos válidos; si consideramos que sigue un proceso MA(1), lo sería  $\ln Y_{i,t-4}$  o su diferencia. En ese sentido, aún cuando también se presenten, en su momento, los resultados obtenidos con instrumentaciones de la renta no robustas al error de medida, se hace con una mera finalidad comparativa.

Por último, parece pertinente en este momento, antes de analizar los resultados obtenidos, reseñar muy brevemente algunas de las características más básicas del tratamiento estadístico de las variables utilizadas, puesto que en el capítulo 2 ya ha sido realizado un análisis detallado del mismo. En concreto, se ha considerado relevante contrastar el modelo presentado en la sección anterior tanto para el gasto en consumo total como para el gasto en consumo de bienes duraderos y de no duraderos<sup>13</sup>. Dentro de estos últimos, se ha considerado separadamente el gasto en consumo de alimentos, bebidas y tabaco, por tratarse de una de las variables más estudiadas en la literatura comparada. Por otra parte, la variable ingreso considerada ha sido la renta total declarada por las economías domésticas entrevistadas. En todos los casos, las medias muestrales de las cohortes se han obtenido a partir de los logaritmos de cada una de las variables implicadas, y no a la inversa. En caso contrario, hubiera sido necesario suponer que se da linealidad en los datos, lo cual no tiene por qué ser el caso, al margen de que el modelo presentado en las secciones anteriores sea lineal en los parámetros.

Debe tenerse también en cuenta que la carencia de los subíndices de precios

---

<sup>13</sup> Estos contrastes para distintas categorías de gasto en consumo parten del supuesto implícito de que existe separabilidad en la función de utilidad entre las mismas. El modelo de Hall, *stricto sensu*, se refiere a los flujos de servicios de consumo, y, por lo tanto, a falta de datos de stock, debe contrastarse con una variable de gasto en bienes de consumo no duraderos. La forma correcta de analizar el gasto en consumo de bienes duraderos es considerando la separación que, para este tipo de bienes, existe entre el gasto en sí y el propio acto de consumo. Para ello es necesario disponer de datos del stock de bienes duraderos, que no facilita la ECPF. El lector interesado puede consultar los trabajos de Bernanke (1984 y 1985), Hayashi (1985), Lusardi (1991) y López Salido (1993).

necesarios fue la razón de que las series para el consumo en duraderos y no duraderos tengan su primera observación en el segundo trimestre del año 1986, y no en el primero de 1985, como ocurre con las restantes categorías de gasto, lo que ya mencionamos en el capítulo 2, al cual se remite al lector para consulta de cualquier otro aspecto relacionado con este tema.

#### **4.- RESULTADOS EMPIRICOS.**

Como se desprende del análisis de las secciones anteriores, el trabajo econométrico que se pretendía realizar era de un grado de complejidad bastante elevado, al cual se sumaban las dificultades que plantean las muestras finalmente disponibles. Por ello, era aconsejable una realización estructurada del mismo, plasmada en las siguientes fases: a) verificar cuál era la batería de instrumentos adecuada de la variable endógena desfasada; b) a partir de los instrumentos obtenidos en la fase anterior, analizar el ajuste de la especificación más sencilla del modelo de Hall; c) realizar un primer contraste de exceso de sensibilidad del consumo a la renta sobre dicha especificación; d) por último, someter los resultados del análisis a la introducción en el modelo de dummies estacionales y de shocks agregados. Este procedimiento se ha aplicado a las cuatro categorías de gasto en consumo disponibles, ya mencionadas, aunque el distinto número de observaciones temporales ha aconsejado hacerlo en dos etapas. En primer lugar, se han considerado las series de gasto en consumo más largas, gasto total y en alimentos, bebidas y tabaco ( $T=20$ ), y, a continuación, las más cortas, gasto en bienes duraderos y en no duraderos ( $T=15$ ). Finalmente, se ha comprobado si la relajación del supuesto de exogeneidad del tipo de interés alteraba los resultados obtenidos, al tiempo que se consideraban especificaciones más amplias del modelo.

##### **4.1. Consumo Total y Gasto en Alimentos, Bebidas y Tabaco.**

En el Cuadro 1 se presentan los resultados obtenidos con distintos conjuntos de estimadores. No se presentan los resultados que proporcionaban estimadores del tipo MGM, dado que la estructura de la muestra disponible ha hecho inviable su utilización, como ya se señaló antes. El número de observaciones individuales a nuestra disposición era excesivamente reducido para usar estimadores de este tipo; hasta tal punto era así, que la utilización de dos desfases de la variable endógena como instrumentos exigía la pérdida de

**CUADRO 1: SELECCION DE INSTRUMENTOS.**

**A.- Gasto Total en Consumo.**

Instrumentos	Coeficiente DC(-1)	t-stat.	Wald Test	df	Sargan	Te	Tests de Correlación Serial		Período
							1ª orden	2ª orden	
<b>Niveles</b>									
C(-2),C(-3)	1,806	4,891	23,922	1	2,545	1	-3,124	-0,144	1985.4-1989.4
			3,840		3,840				
C(-2),C(-3),C(-4)	1,069	9,218	84,964	1	4,042	2	-2,667	0,056	1986.1-1989.4
			3,840		5,990				
C(-2),C(-3),C(-4),C(-)	0,462	7,539	56,839	1	11,959	3	-2,424	-0,118	1986.2-1989.4
			3,840		7,81				
<b>Diferencias</b>									
DC(-2),DC(-3)	0,894	7,993	63,896	1	0,054	1	-2,782	0,049	1986.1-1989.4
			3,840		3,840				
DC(-2),DC(-3),DC(-4)	-0,010	-0,182	0,033	1	9,766	2	-1,630	-1,459	1986.2-1989.4
			3,840		5,990				

**B.- Gasto en Alimentos, Bebidas y Tabaco.**

Instrumentos	Coeficiente DC(-1)	t-stat.	Wald Test	df	Sargan	Te	Tests de Correlación Serial		Período
							1ª orden	2ª orden	
<b>Niveles</b>									
C(-2),C(-3)	-0,258	-2,551	6,506	1	9,386	1	-2,363	-3,225	1985.4-1989.4
			3,840		3,840				
C(-2),C(-3),C(-4)	0,341	2,984	8,907	1	10,302	2	-3,255	3,090	1986.1-1989.4
			3,840		5,990				
C(-2),C(-3),C(-4),C(-)	-0,283	-6,043	36,518	1	11,097	3	-2,911	-2,405	1986.2-1989.4
			3,840		7,810				
<b>Diferencias</b>									
DC(-2),DC(-3)	0,345	2,937	8,624	1	10,205	1	-3,305	3,213	1986.1-1989.4
			3,840		3,840				
DC(-2),DC(-3),DC(-4)	-0,198	-3,812	14,532	1	10,992	2	-3,096	-1,631	1986.2-1989.4
			3,840		5,990				

hasta 12 observaciones. Los estimadores que figuran en dicho cuadro son, por tanto, del tipo Anderson-Hsiao (AH), verificándose en el mismo la adecuación de distintas baterías de instrumentos, tanto en niveles como en diferencias, de la variable endógena desfasada.

Para el consumo total, y en el caso de los instrumentos en niveles, los mejores resultados, atendiendo a los valores obtenidos para los tests de Sargan, Wald y de autocorrelación del residuo, se obtienen con el segundo, tercer y cuarto desfase del consumo. En cuanto a los instrumentos en diferencias, es el conjunto más reducido de los dos contrastados, el que considera el segundo y tercer desfase de la diferencia del consumo, la mejor elección, de acuerdo con los resultados que proporcionan los dos tests mencionados en primer lugar. Por lo que respecta al consumo de alimentos, bebidas y tabaco, todos los grupos de instrumentos en niveles no superan los test de Sargan y de ausencia de autocorrelación del residuo. Sin embargo, el hecho de que sólo cuando se instrumenta por el segundo, tercer y cuarto retardo del nivel del consumo se obtenga un valor positivo del coeficiente de la variable endógena desfasada nos inclina por su elección. Lo mismo ocurre al instrumentar en diferencias, si comparamos el resultado de utilizar como instrumentos el segundo y tercer desfase de la diferencia del consumo con los que se obtienen con grupos de instrumentos más amplios. En cualquier caso, este hecho, en una categoría de gasto en consumo de tan escasa durabilidad como es ésta, al margen de la posibilidad de que dicho efecto sea consecuencia de la insuficiente especificación, nos inclina por su elección. Por todo ello, seleccionamos las baterías de instrumentos mencionadas como las más válidas para las dos categorías de gasto en consumo, relegando la cuestión de la elección entre ambas al examen de especificaciones más amplias del modelo.

En el Cuadro 2 se presentan los resultados obtenidos para la especificación más simple del modelo en las dos categorías de gasto en consumo mencionadas, y utilizando los instrumentos señalados antes. Concretamente, se introducen las variables tipo de interés e inflación en el mismo. En todos los casos, debido a la diferenciación, se pierden tres observaciones. La inclusión de estas variables genera mejoras en los valores del test de Wald, como, por lo demás, cabría esperar. Para el consumo total, este aumento es notablemente más alto en el caso de los instrumentos en niveles, mientras que para alimentos, bebidas y tabaco, las mejoras en este terreno son muy similares para ambos tipos de instrumentos. Por otra parte, los coeficientes y t-ratios de la variable endógena desfasada apenas se ven

**CUADRO 2: COMPORTAMIENTO INTERTEMPORAL DEL CONSUMO TOTAL Y DEL GASTO EN ALIMENTOS, BEBIDAS Y TABACO.**

Variable	Instrumentos en niveles: C(-2),C(-3),C(-4)								Instrumentos en diferencias: DC(-2),DC(-3)							
	Consumo Total				Alimentos, Bebidas y Tabaco				Consumo Total				Alimentos, Bebidas y Tabaco			
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df
DC(-1)	1,061 (9.414)		1,025 (11.004)		0,321 (2.797)		0,544 (4.623)		0,875 (7.997)		0,807 (7.945)		0,328 (2.783)		0,588 (4.811)	
DDR(0)	-3,167 (-1.903)		-8,347 (-5.511)		-3,754 (-2.672)		-18,545 (-8.830)		-3,181 (-2.114)		-7,484 (-5.139)		-3,688 (-2.558)		-18,452 (-8.612)	
DI(0)			3,527 (4.847)				3,013 (10.641)				3,356 (5.178)				2,887 (9.523)	
Wald Test	90,299	2	137,466	3	12,705	2	122,412	3	67,321	2	86,184	3	11,757	2	105,102	3
Sargan Test	4,848	2	3,662	2	10,603	2	2,262	2	0,101	1	0,970	1	10,436	1	0,607	1
RT 1ª SC	-2,727		-2,735		-3,225		-2,911		-2,830		-2,673		-3,288		-3,083	
RT 2ª SC	0,183		-1,110		3,110		-2,533		0,196		-1,271		3,266		-2,365	
Periodo	86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4	

alterados para el consumo total, y crecen sustancialmente para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco cuando se introduce el cociente de precios en el modelo. El test de Sargan no supone, en ningún caso, el rechazo de los instrumentos para el consumo total, y en las especificaciones más amplias para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco. La primera de las categorías de consumo mencionadas proporciona buenos resultados de los tests de autocorrelación del residuo, aunque no ocurre así para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco, aunque el valor de los estadísticos se corrige en buena medida en las especificaciones más amplias, lo cual parece indicar un papel relativamente más importante del cociente de precios en esta categoría de consumo. Finalmente, en ambos casos, la variación de tipos de interés y precios se revelan con muy alto poder explicativo, si bien presentan signos contrarios a los esperados. Estos resultados, en lo que respecta al primero, confirman las conclusiones de los estudios de Mones, Salas y Ventura (1992) y López Salido (1993).

En el Cuadro 3 se presenta un primer contraste de exceso de sensibilidad, utilizando para ello distintas alternativas para instrumentar la variable renta. En el caso del consumo total, la introducción de esta variable supone reducciones importantes del coeficiente y t-ratio de la variable endógena desfasada. También, de forma general, da lugar a una elevación de los valores del estadístico de Wald, si bien éste no es el caso cuando se instrumenta el consumo total en diferencias. En la mayoría de los casos, empeora la autocorrelación de segundo orden del residuo. En cuanto a la cuestión del exceso de sensibilidad, mientras el gasto en alimentos, bebidas y tabaco evidencia una fuerte dependencia de la variación de la renta, cuando ésta se instrumenta por su segundo y cuarto retardo, y con cualquiera de las dos baterías de instrumentos de la variable endógena desfasada, la evidencia es contradictoria en el caso del consumo total: mientras que al instrumentar en niveles, el exceso de sensibilidad aparece muy claramente documentado, ocurre lo contrario al instrumentar en diferencias. Al margen del caso en que se instrumenta la renta por el cuarto retardo de su diferencia, los resultados de los tests de Sargan y de autocorrelación de segundo orden del residuo son notablemente peores con la segunda de las baterías de instrumentos mencionada que con la primera. Al mismo tiempo, los valores del estadístico de Wald son comparativamente mucho más reducidos. Estas razones, junto con la evidencia ya comentada de Arellano (1989), hacen que nos inclinemos por los instrumentos en niveles como los más adecuados para el contraste del exceso de sensibilidad del consumo a la renta para las dos categorías de gasto consideradas. Por último, en todos los casos se reducen los coeficientes

**CUADRO 3: CONTRASTE DE EXCESO DE SENSIBILIDAD PARA EL CONSUMO TOTAL Y EL GASTO EN ALIMENTOS, BEBIDAS Y TABACO.**

Variable	Instrumentos en niveles: C(-2),C(-3),C(-4)										Instrumentos en diferencias: DC(-2),DC(-3)													
	Consumo Total					Alimentos, Bebidas y Tabaco					Consumo Total					Alimentos, Bebidas y Tabaco								
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df
DC(-1)	0,783 (4.681)		0,554 (3.407)		0,691 (3.984)		0,442 (4.204)		-0,115 (-1.337)		0,428 (3.752)		0,755 (5.183)		0,509 (3.105)		0,877 (4.572)		0,450 (3.613)		-0,125 (-1.350)		0,445 (4.475)	
DDR(0)	-5,964 (-3.862)		-3,963 (-2.463)		-5,436 (-3.250)		-14,039 (-8.390)		-9,725 (-5.478)		-17,707 (-6.877)		-6,209 (-3.584)		-3,483 (-1.367)		-9,396 (-3.841)		-12,848 (-5.869)		-10,551 (-4.703)		-21,537 (-7.415)	
DI(0)	1,928 (1.974)		0,741 (0.745)		-1,300 (-0.937)		1,612 (5.369)		1,700 (3.273)		0,205 (0.475)		2,490 (2.005)		0,604 (0.332)		2,940 (1.716)		0,972 (1.958)		2,012 (2.554)		1,086 (2.444)	
DY(-1)	0,398 (2.128)		0,684 (4.256)		1,120 (5.360)		0,614 (4.257)		-0,165 (-0.687)		1,591 (4.708)		0,218 (0.710)		0,663 (1.497)		-0,139 (-0.294)		1,182 (3.726)		-0,398 (-0.879)		1,023 (3.544)	
Instrumento	DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)	
Wald Test	185,308	4	233,806	4	151,702	4	193,841	4	89,091	4	464,446	4	84,796	4	65,462	4	66,122	4	332,819	4	59,389	4	280,530	4
Sargan Test	2,079	2	6,304	2	6,376	2	8,770	2	11,053	2	4,774	2	1,993	1	6,776	1	0,692	1	6,562	1	11,022	1	4,097	1
RT 1ª SC	-3,067		-3,087		-3,462		-2,777		-2,305		-2,162		-2,771		-2,748		-2,259		-2,673		-2,502		-2,544	
RT 2ª SC	-1,626		-2,049		-1,951		-2,812		-2,818		-2,574		-1,651		-2,477		-0,872		-2,843		-2,725		-2,578	
Periodo	86.1-89.4		86.1-89.4		86.2-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.2-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.2-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.2-89.4	

y t-ratios tanto del tipo de interés como de la variación de precios, si bien en mucha menor medida para el primero. Ateniendonos ya, por lo tanto, a los resultados obtenidos mediante la utilización de la batería de instrumentos en niveles seleccionada, la dependencia del consumo de la renta aparece muy claramente reflejada: todas las ecuaciones estimadas proporcionan valores de la t de Student de la renta superiores a 2, excepto cuando ésta se instrumenta por su tercera diferencia para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco.

Los resultados anteriores son discutibles si no se contrasta su robustez a la introducción de dummies estacionales, dada la periodicidad trimestral de los datos<sup>14</sup>. En el Cuadro 4 se presentan los mismos contrastes incluyendo tales dummies, e instrumentando, en todos los casos, por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo, de acuerdo con nuestros resultados previos. Para el consumo total, a excepción de la tasa de inflación, todas las variables suelen ver reducidos sus t-ratios. Por lo general, todos los estadísticos, tanto el de Wald, como el de Sargan, como los de autocorrelación serial de los residuos, mejoran sensiblemente con respecto a los resultados del Cuadro 3, confirmando la importancia del factor estacional. También relevante parece, al margen de la verificación del exceso de sensibilidad del consumo total a la renta, y junto a la importancia que confieren los resultados a la evolución de los precios en el comportamiento intertemporal del consumo, la notable caída en el poder explicativo de la variable endógena desfasada, así como de la diferencia del tipo de interés, el cual se revela con un signo claramente negativo, confirmando nuestras conclusiones previas. El cociente de precios también presenta un signo contrario al que predice el modelo. En el caso del gasto en alimentos, bebidas y tabaco, se confirma el escaso papel de la renta, excepto cuando se instrumenta por su segunda diferencia. Curiosamente, el peor resultado para la hipótesis del exceso de sensibilidad en el gasto en alimentos, bebidas y tabaco se produce en la ecuación en la que mejor funciona la misma para el consumo total. A nuestro juicio, ello es evidencia de la importancia de los problemas de agregación en este tema. Por último, ambas categorías de gasto en consumo se revelan con un comportamiento fuertemente estacional, si bien la influencia de este fenómeno parece mucho más determinante en el gasto en alimentos, bebidas y tabaco, que

---

<sup>14</sup> En este terreno, se puede consultar el trabajo de Miron (1986), que demuestra, con dato agregado, la relevancia de la estacionalidad en el tratamiento econométrico del modelo de Hall. Este autor concluye que la utilización de datos previamente desestacionalizados puede forzar el rechazo del modelo, por lo que es recomendable la utilización de datos que no hayan sido sometidos a ningún tipo de filtro por esta causa, e incorporar al análisis econométrico técnicas adecuadas para corregir la estacionalidad. Véase el capítulo 1.

**CUADRO 4: EXCESO DE SENSIBILIDAD Y ESTACIONALIDAD. CONSUMO TOTAL Y GASTO EN ALIMENTOS, BEBIDAS Y TABACO.**

Variable	Consumo Total				Alimentos, Bebidas y Tabaco							
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df		
DC(-1)	0,350 (1.407)		-0,214 (-0.638)		0,018 (-0.041)		0,253 (2.504)		0,349 (2.589)		0,158 (1.897)	
DDR(0)	-3,397 (-2.463)		-3,879 (-3.128)		-2,296 (-2.060)		-6,527 (-5.316)		-6,868 (-3.785)		-7,673 (-5.418)	
DI(0)	1,930 (2.402)		3,512 (4.066)		2,823 (2.181)		1,239 (2.811)		1,379 (2.591)		1,211 (2.267)	
SEAS1	-0,066 (-2.646)		-0,005 (-0.165)		-0,040 (-1.003)		-0,176 (-7.141)		-0,208 (-6.075)		-0,159 (-6.452)	
SEAS2	-0,051 (-1.732)		-0,157 (-3.451)		-0,107 (-1.699)		-0,003 (-0.176)		0,031 (0.653)		-0,028 (-0.683)	
SEAS3	0,082 (3.658)		0,162 (4.906)		0,121 (2.871)		0,049 (2.176)		0,020 (0.467)		0,057 (1.056)	
SEAS4	0,043 (2.887)		-0,012 (-0.540)		0,016 (0.504)		0,121 (5.408)		0,152 (4.198)		0,115 (2.923)	
DY(-1)	0,503 (2.428)		1,329 (3.627)		0,938 (1.818)		0,293 (2.170)		0,010 (0.027)		0,483 (1.341)	
Instrumento	DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)	
Wald Test	381,719	8	837,126	8	3279,52	8	2995,54	8	860,78	8	11211,3	8
Sargan Test	3,510	2	0,863	2	3,474	2	3,208	2	8,969	2	4,499	2
RT 1ª SC	-3,046		-3,230		-4,076		-2,963		-3,249		-2,794	
RT 2ª SC	0,436		0,608		0,313		-1,151		-0,419		-1,532	
Período	86.1-89.4		86.1-89.4		86.2-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.2-89.4	

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo.

muestra un patrón de estacionalidad muy acentuado en torno al primer y último trimestre del año.

Finalmente, se ha realizado un último contraste para confirmar la influencia de los shocks agregados. Se han considerado dos tipos de shocks. Por una parte, shocks trimestrales, que se intentan captar a través de una dummy con valor no nulo únicamente en el trimestre considerado, y, por otra, shocks anuales, en cuyo caso la dummy adopta valor no nulo en todos los trimestres de cada uno de los años de la muestra. Es de señalar que, la peculiar estructura de la misma ha impedido introducir todas las dummies en un mismo contraste, razón por la que se han realizado varios, que se presentan en el Cuadro 5. En este caso, sólo se ha instrumentado la renta por su tercer desfase, puesto que se trataba de la especificación robusta a la presencia de error de medida que generaba el resultado de exceso de sensibilidad del consumo total a la renta; para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco, la renta se ha instrumentado por el cuarto retardo de su diferencia, puesto que ésta era la especificación con esta característica y con un mayor poder explicativo. Del análisis de los mismos, cabe concluir que el exceso de sensibilidad apreciado para la categoría de consumo más amplia se confirma robusto a la existencia de dichos shocks, así como también se confirma la falta de exceso de sensibilidad de la más reducida. La introducción de las dummies de shocks agregados genera importantes ganancias en el test de Wald. Parece que el ajuste es comparativamente peor para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco; sin tener una indicación clara de la razón de este resultado relativo más pobre, la explicación podría atribuirse a la introducción de la renta en el modelo en este caso. Por lo demás, la inflación se revela significativa para ambos, y con una influencia positiva; por lo que respecta al tipo de interés, su efecto sobre el consumo total es claramente negativo, presentando, además, un valor de su coeficiente notablemente elevado. Por último, como ya señalamos anteriormente, ambas categorías de consumo muestran muy fuertes patrones de estacionalidad, si bien radicados en períodos diferentes del año: mientras que el consumo total revela un acentuado comportamiento estacional radicado en la parte central del año, el gasto en alimentos, bebidas y tabaco lo presenta en la parte restante.

CUADRO 5: EXCESO DE SENSIBILIDAD Y SHOCKS AGREGADOS. CONSUMO TOTAL (CT) Y ALIMENTOS, BEBIDAS Y TABACO (GAL).

Variable	CT Coef.	df	GAL Coef.	df	CT Coef.	df	GAL Coef.	df	CT Coef.	df	GAL Coef.	df	CT Coef.	df	GAL Coef.	df	CT Coef.	df	GAL Coef.	df				
DC(-1)	-0,191 (-0.808)		0,175 (2.029)		-0,315 (-0.818)		0,145 (1.813)		-0,285 (-0.837)		0,157 (1.902)		-0,243 (-0.701)		0,153 (1.821)		-0,203 (-0.608)		0,151 (1.779)		-0,203 (-0.608)		0,151 (1.779)	
DDR(0)	-4,013 (-1.537)		-7,224 (-3.898)		-9,841 (-1.800)		-16,498 (-1.744)		-4,747 (-3.804)		-8,893 (-4.470)		-2,775 (-1.641)		-4,615 (-2.312)		-8,699 (-1.640)		-12,703 (-2.361)		-8,699 (-1.640)		-12,703 (-2.361)	
DI(0)	3,530 (3.440)		1,656 (2.842)		3,271 (3.242)		0,958 (1.483)		4,599 (4.583)		0,935 (0.848)		3,192 (3.173)		1,278 (2.628)		4,097 (3.340)		1,819 (2.500)		4,097 (3.340)		1,819 (2.500)	
SEAS1	-0,006 (-0.212)		-0,163 (-6.969)		-0,006 (-0.218)		-0,158 (-6.369)		0,025 (0.758)		-0,152 (-4.606)		-0,016 (-0.487)		-0,174 (-9.255)		-0,011 (-0.304)		-0,174 (-5.838)		0,003 (0.099)		-0,153 (-5.850)	
SEAS2	-0,164 (-3.746)		-0,013 (-0.285)		-0,164 (-3.153)		-0,038 (-0.968)		-0,187 (-3.813)		-0,019 (-0.318)		-0,149 (-3.021)		-0,040 (-0.982)		-0,176 (-3.277)		-0,064 (-5.838)		-0,161 (-3.478)		-0,042 (-0.905)	
SEAS3	0,173 (4.562)		0,059 (1.078)		0,145 (4.732)		0,025 (0.431)		0,174 (4.838)		0,048 (0.670)		0,170 (4.754)		0,062 (1.461)		0,159 (5.079)		0,066 (1.155)		0,174 (4.747)		0,087 (1.454)	
SEAS4	-0,005 (-0.224)		0,117 (3.421)		-0,007 (-0.313)		0,124 (2.711)		-0,023 (-0.937)		0,125 (2.570)		-0,026 (-1.045)		0,093 (2.132)		-0,028 (-0.933)		0,082 (1.244)		-0,013 (-0.591)		0,104 (2.289)	
S8X.1					0,042 (0.805)	87	0,044 (0.611)	87	-0,060 (-3.130)	88	-0,017 (-0.609)	88	0,035 (1.769)	89	0,031 (1.184)	89								
S8X.2	0,014 (0.838)	86	-0,064 (-1.542)	86	0,001 (0.022)	87	0,033 (0.948)	87	0,034 (1.517)	88	0,009 (0.551)	88	-0,034 (-1.422)	89	0,007 (0.271)	89								
S8X.3	-0,019 (-0.613)	86	0,034 (0.969)	86	0,061 (2.257)	87	0,067 (1.525)	87	0,015 (0.682)	88	-0,033 (-0.850)	88	-0,020 (-1.241)	89	-0,043 (-1.237)	89								
S8X.4	-0,041 (-1.103)	86	-0,032 (-0.830)	86	-0,013 (-0.644)	87	-0,018 (-0.827)	87	0,006 (0.213)	88	-0,001 (-0.031)	88	0,047 (1.728)	89	0,046 (2.068)	89								
S86																				-0,014 (-1.150)		-0,021 (-1.545)		
S87																0,020 (0.873)		0,037 (1.478)		0,006 (0.409)		0,016 (-0.707)		
S88																0,008 (1.457)		0,010 (1.094)		-0,006 (-0.891)		-0,011 (-1.161)		
S89																0,014 (1.150)		0,021 (0.563)						
DY(-1)	1,390 (3.921)		0,358 (0.980)		1,419 (3.539)		0,599 (1.664)		1,370 (3.295)		0,427 (1.170)		1,413 (3.673)		0,599 (1.453)		1,355 (3.785)		0,522 (1.420)		1,355 (3.783)		0,522 (1.420)	
Instrumento	DY(-3)		DY(-4)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-3)		DY(-4)	
Wald Test	4516,66	11	21961,8	11	371676	12	20589,8	12	3817,1	12	161345	12	327183	12	1128313	12	1665,4	11	34716,1	11	1645,4	11	34716,1	11
Sargan Test	0,928	2	3,930	2	0,771	2	4,631	2	1,196	2	4,131	2	0,803	2	4,680	2	0,777	2	4,721	2	0,777	2	4,721	2
KT 1° SC	-3,321		-2,884		-3,202		-2,848		-3,328		-2,806		-3,066		-2,791		-3,225		-2,806		-3,225		-2,806	
KT 2° SC	0,729		-1,415		0,764		-1,752		0,765		-1,464		0,878		-1,722		0,628		-1,631		0,628		-1,631	
Período	86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4	

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo.

Hemos de señalar que en los Cuadros 4 y 5 puede existir un problema de multicolinealidad entre las dummies y las variables tipo de interés y evolución de precios, dado su carácter trimestral. En ese sentido, se ha verificado si la incorporación de un menor número de dummies temporales en cada uno de los ejercicios alteraba los resultados, sin encontrar evidencia en esta línea. En cualquier caso, esta es una de las tareas que, junto a la incorporación de otras variables en el modelo, es nuestra intención acometer en una fase posterior del trabajo.

En conclusión, los resultados presentados están en la línea de la evidencia empírica obtenida en otros países. Cuando se supone que el tipo de interés es exógeno, el exceso de sensibilidad a la renta del consumo total aparece claramente, mientras que el gasto en alimentos, bebidas y tabaco muestra un mejor ajuste a las predicciones teóricas del modelo. Por otro lado, la evidencia sobre el valor de la elasticidad de sustitución intertemporal en el caso español indica que ésta, una vez se han tenido en cuenta la estacionalidad y los shocks agregados, y de acuerdo con la evidencia disponible ya citada, es más elevada de lo que se ha encontrado para otras economías.

#### 4.2. Consumo en bienes duraderos y no duraderos.

En cuanto a las categorías de consumo en duraderos y no duraderos, se han realizado los mismos ejercicios anteriores, que pasamos a comentar. Hay que destacar que la comparación de los distintos conjuntos de instrumentos se revelaba, en cada uno de estos casos, mucho menos informativa que para el consumo total, y mucho más parecida al gasto en alimentos, bebidas y tabaco, aunque, por razones comparativas se decidió continuar instrumentando el consumo por el segundo, tercer y cuarto desfase de su nivel. En el Cuadro 6 se presentan las ecuaciones más simples, que tan sólo tienen en cuenta el ajuste del modelo básico y los contrastes de exceso de sensibilidad. Una primera conclusión, que salta a simple vista, es el empeoramiento del ajuste de las ecuaciones básicas, medido a través de todos los estadísticos, salvo en algún caso concreto. Detrás de este hecho puede estar tanto la menor adecuación de los instrumentos mencionados a las categorías de gasto consideradas, como el menor recorrido temporal de las muestras, lo cual parece, a nuestro juicio, más razonable, dado que las otras baterías de instrumentos proporcionaban también peores resultados de los que se obtenían para el consumo total.

**CUADRO 6: COMPORTAMIENTO INTERTEMPORAL DEL CONSUMO. DURADEROS FRENTE A NO DURADEROS.**

Variable	Gasto en no duraderos (CND)				Gasto en duraderos (CD)				Contraste de Exceso de Sensibilidad												
	Gasto en no duraderos (CND)		Gasto en duraderos (CD)		Gasto en no duraderos (CND)		Gasto en duraderos (CD)		Gasto en no duraderos (CND)					Gasto en duraderos (CD)							
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	
DC(-1)	-0,154 (-1.082)		-0,078 (-0.642)		0,195 (1.690)		0,249 (2.136)		0,067 (0.552)		0,034 (0.285)		0,055 (0.274)		0,111 (0.840)		-0,270 (-1.015)		-0,425 (-2.840)		
DDR(0)	-0,785 (-0.374)		-6,080 (-2.982)		-0,142 (-0.017)		1,817 (0.220)		-0,457 (-0.136)		-1,369 (-0.427)		1,264 (0.343)		-2,492 (-0.283)		-13,652 (-1.430)		-19,979 (-2.282)		
DI(0)			1,274 (4.844)				-0,314 (-0.183)		0,475 (1.665)		0,583 (1.811)		0,269 (0.924)		-0,806 (-0.470)		-1,949 (-0.997)		0,649 (0.331)		
DY(-1)									0,477 (3.239)		0,418 (2.911)		0,536 (3.642)		0,505 (2.018)		1,428 (2.176)		1,302 (3.441)		
Instrumento									DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)		
Wald Test	1,179	2	50,763	3	3,633	2	7,589	3	37,680	4	39,309	4	38,988	4	12,009	4	12,155	4	15,781	4	
Sargan Test	7,744	2	5,714	2	4,725	2	5,826	2	2,873	2	3,463	2	5,877	2	4,391	2	2,271	2	10,052	2	
RT 1ª SC	-2,469		-1,936		-3,206		-3,330		-2,262		-2,244		-2,224		-3,175		-2,770		-2,536		
RT 2ª SC	0,070		-1,596		1,303		1,531		-1,108		-1,190		-1,068		1,433		0,929		0,465		
Período	87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.3-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.3-89.4

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo.

En cualquier caso, se pueden señalar algunas características destacables. Para las dos categorías de gasto en consumo, el tipo de interés presenta una importancia notablemente más reducida de lo que habíamos observado para consumo total y gasto en alimentos, bebidas y tabaco. Tampoco el signo de su influencia aparece claramente documentado. Las mismas conclusiones se pueden extraer para el cociente de variación de precios. Hemos de señalar los muy reducidos valores del estadístico de Wald, especialmente para los bienes duraderos, detrás de los cuales está, muy probablemente, el hecho de que el comportamiento intertemporal del consumo de estos bienes obedece a modelizaciones más complejas, cuyo contraste requiere de datos de stock. En la misma línea, es destacable también la escasa importancia de precios y tipo de interés para el consumo de estos bienes, así como la mayor influencia relativa de la segunda en comparación al primero, y en términos relativos al de los bienes no duraderos. Por lo demás, ambas categorías de consumo revelan claramente, en estos primeros contrastes, exceso de sensibilidad a la renta.

El Cuadro 7 corrige por la estacionalidad los resultados previos. En este caso, el exceso de sensibilidad sólo aparece para el gasto en bienes duraderos cuando la renta se instrumenta por el tercer retardo de su diferencia, en cuyo caso esta variable es significativa a un nivel del 94%. Un hecho llama poderosamente la atención: la evidencia confirma la hipótesis de Hayashi (1985a) en cuanto a que el gasto en consumo debería presentar autocorrelación positiva cuando se trata de bienes no duraderos, y negativa, cuando se trata de bienes duraderos<sup>15</sup>. En el primero de los casos, diríamos que se produce un efecto de persistencia de los hábitos de consumo, y en el segundo, del efecto de la durabilidad de los bienes. Por otra parte, a la vista de los resultados, parece que, confirmando nuestras primeras impresiones, los modelos que explican el comportamiento de ambos tipos de bienes son diferentes: mientras que la influencia de variación de precios y de tipo de interés son importantes en el caso de los bienes no duraderos, sobre todo de la primera, su papel es mucho más reducido para los bienes duraderos. Adicionalmente, los signos de ambas variables parecen ser justo los contrarios en cada uno de estos casos. Por último, el consumo de bienes no duraderos muestra un comportamiento muy estacional en torno al primer y cuarto trimestres, mientras que en el caso de los bienes duraderos no se pueden extraer conclusiones muy claras.

---

<sup>15</sup> Véanse Hayashi (1985a) y Deaton (1992).

**CUADRO 7: EXCESO DE SENSIBILIDAD Y ESTACIONALIDAD. DURADEROS FRENTE A NO DURADEROS.**

Variable	Gasto en no duraderos (CND)						Gasto en duraderos (CD)					
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df
DC(-1)	0,403 (3.251)		0,379 (2.246)		0,345 (1.557)		-0,233 (-2.432)		-0,888 (-2.434)		-0,719 (-1.374)	
DDR(0)	-5,636 (-1.534)		-5,612 (-1.515)		-5,573 (-1.487)		0,214 (0.022)		1,665 (0.121)		-8,736 (-0.584)	
DI(0)	1,664 (1.829)		1,681 (1.879)		1,606 (1.873)		-3,722 (-1.714)		-3,255 (-0.975)		-0,435 (-0.115)	
SEAS1	-0,047 (-2.833)		-0,044 (-2.282)		-0,041 (-1.948)		0,033 (0.594)		0,075 (1.157)		0,122 (2.602)	
SEAS2	-0,026 (-1.380)		-0,037 (-0.745)		-0,043 (-0.685)		-0,050 (-1.259)		-0,382 (-2.661)		-0,326 (-1.429)	
SEAS3	0,026 (0.712)		0,037 (0.599)		0,041 (0.552)		0,023 (0.469)		0,355 (2.099)		0,258 (1.070)	
SEAS4	0,051 (4.846)		0,043 (1.237)		0,039 (0.845)		0,094 (3.776)		-0,122 (-1.079)		-0,068 (-0.397)	
DY(-1)	0,154 (1.200)		0,261 (0.585)		0,324 (0.564)		0,112 (0.240)		5,167 (1.898)		3,489 (0.923)	
Instrumento	DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-2)		DY(-3)		DY(-4)	
Wald Test	203,39	8	401,03	8	264,53	8	4279,39	8	74,798	8	129,279	8
Sargan Test	0,683	2	0,756	2	0,813	2	3,577	2	0,143	2	2,426	2
RT 1ª SC	-3,115		-3,151		-3,313		-2,803		-1,851		-1,307	
RT 2ª SC	0,959		1,056		1,206		1,291		0,149		0,229	
Período	87.2-89.4		87.2-89.4		87.3-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.3-89.4	

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo.

Finalmente, en el Cuadro 8 se verifica la influencia de los shocks agregados, con los mismos considerandos que se hicieron para el caso del consumo total y gasto en alimentos, bebidas y tabaco. Como cabría esperar, los shocks agregados tienen una mayor influencia en el comportamiento temporal del gasto en consumo de bienes duraderos que en el de los bienes no duraderos, debido a que siempre se pueden posponer las decisiones de gasto en aquéllos cuando las condiciones económicas empeoran. En ese sentido, podría decirse que la hipótesis del ahorro por el motivo precaución de Deaton, como una de las razones teóricas para el rechazo de la teoría por los datos, descansa en el supuesto elemental de que los individuos posponen la realización de sus decisiones de gasto en los momentos de dificultades económicas. Dicha actitud de "dejarlo para mañana" debe ser especialmente relevante para los bienes duraderos, que, por lo demás, suponen siempre desembolsos importantes, con lo que constituye una de las explicaciones más poderosas de un eventual rechazo de la teoría.

En el Cuadro 8 tan sólo se instrumenta la renta por el tercer desfase de su diferencia, dado que éste es el caso en el que aparecía el exceso de sensibilidad. Para la categoría de bienes no duraderos, los shocks macroeconómicos muestran valores más reducidos de sus t-ratios que para los duraderos, y parece que la estacionalidad es un factor más importante. Comparativamente, el poder explicativo del consumo desfasado en aquél caso se ha reducido, aunque en escasa medida, mientras que se rechaza la hipótesis de exceso de sensibilidad a la renta. El tipo de interés y el cociente de variación de precios son claramente no significativas, con unos signos, por lo general, contrarios a los que predice el modelo, y con una influencia relativa mayor de la segunda.

Con respecto a las categorías de bienes duraderos de consumo, el consumo desfasado se revela muy significativo, y con el signo negativo esperado, de acuerdo con lo señalado anteriormente, sin que se pueda rechazar la existencia de exceso de sensibilidad a la renta. Obsérvese que, al contrario de lo que ocurre con el consumo de bienes no duraderos, la inclusión de las dummies de shocks agregados elevan el poder explicativo del consumo desfasado. Simultáneamente, los t-ratios de estas dummies son considerablemente más elevados que para las categorías de no duraderos, manteniéndose nuestras conclusiones previas. La influencia de tipo de interés y precios no aparece claramente documentada, y se muestra incluso contradictoria con nuestros primeros resultados. Es muy posible que la

CUADRO 8: EXCESO DE SENSIBILIDAD Y SHOCKS AGREGADOS. DURADEROS (CD) FRENTE A NO DURADEROS (CND).

Variable	CD		CND		CD		CND		CD		CND		CD		CND		CD		CND					
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df				
DC(-1)	-0,812 (-2.538)		0,369 (2.078)		-0,809 (-2.890)		0,387 (1.990)		-0,809 (-2.890)		0,387 (1.990)		-0,832 (-2.884)		0,371 (1.764)		-0,832 (-2.884)		0,371 (1.764)		-0,832 (-2.884)		0,371 (1.764)	
DDR(0)	-9,603 (-0.758)		3,334 (0.237)		842,827 (2.337)		-3,571 (-0.471)		-309,2 (-2.279)		-3,218 (-0.906)		14,066 (0.788)		-8,570 (0.983)		14,066 (0.788)		-8,570 (0.983)		14,066 (0.788)		-8,570 (-0.983)	
DI(0)	-4,511 (-1.351)		-2,218 (-0.565)		-246,24 (-2.368)		1,799 (1.707)		147,460 (2.097)		1,349 (1.526)		-2,299 (-0.788)		1,869 (1.573)		-2,299 (-0.788)		1,869 (1.573)		-2,299 (-0.788)		1,869 (1.573)	
SEAS1	0,057 (1.005)		-0,042 (-2.886)		-4,678 (-2.285)		-0,026 (-0.933)		1,214 (2.427)		-0,058 (-3.103)		0,124 (2.634)		-0,048 (-2.557)		0,068 (1.060)		-0,039 (-1.705)		-0,002 (0.020)		-0,031 (-0.793)	
SEAS2	-0,361 (-2.130)		0,051 (0.587)		5,385 (2.314)		-0,033 (-0.636)		-0,056 (-0.615)		-0,027 (-0.488)		-0,320 (-3.148)		-0,043 (-0.649)		-0,376 (-3.042)		-0,033 (-0.483)		-0,446 (-2.787)		-0,026 (-0.530)	
SEAS3	0,302 (1.585)		-0,210 (-1.187)		0,618 (2.230)		0,033 (0.567)		-0,768 (-1.840)		0,022 (0.344)		0,371 (2.212)		0,032 (0.400)		0,314 (2.177)		0,041 (0.548)		0,245 (2.222)		0,049 (0.497)	
SEAS4	-0,036 (-0.425)		0,202 (1.698)		0,319 (2.897)		0,046 (1.078)		-0,740 (-1.953)		0,049 (1.354)		-0,042 (-0.575)		0,032 (0.562)		-0,098 (-1.061)		0,042 (0.702)		-0,167 (-1.293)		0,049 (1.323)	
SSX.1					2,672 (2.350)	88	-0,032 (-1.635)	88	2,166 (2.080)	89	0,029 (1.402)	89												
SSX.2	-0,128 (-1.994)	87	-0,023 (-0.571)	87	-9,371 (-2.363)	88	-0,003 (-0.122)	88	-3,481 (-2.099)	89	0,003 (0.175)	89												
SSX.3	0,099 (0.978)	87	0,116 (2.195)	87	3,179 (2.400)	88	0,013 (0.240)	88	0,653 (1.858)	89	-0,010 (-0.338)	89												
SSX.4	-0,154 (-1.424)	87	-0,138 (-1.556)	87	0,847 (2.425)	88	-0,012 (-0.444)	88	0,437 (2.278)	89	0,011 (0.456)	89												
SS6																								
SS7													-0,126 (-1.825)	0,017 (0.692)	-0,069 (-1.507)	0,008 (0.300)								
SS8														0,056 (1.620)	-0,010 (-1.111)	0,126 (1.625)	-0,017 (-0.692)							
SS9													-0,056 (-1.620)	0,010 (1.111)		0,089 (1.507)	-0,008 (-0.300)							
DY(-1)	5,147 (2.035)		0,244 (0.505)		4,427 (2.039)		0,207 (0.397)		4,427 (2.039)		0,207 (0.397)		4,558 (2.045)		0,210 (0.403)		4,558 (2.045)		0,210 (0.403)		4,558 (2.045)		0,210 (0.403)	
Instrumento	DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)	
Wald Test	1783,7	11	1165,97	11	1593,61	12	1133,97	12	1593,61	12	1133,98	12	267,37	10	799,43	10	267,37	10	799,43	10	267,37	10	799,43	10
Sargan Test	0,146	2	1,110	2	0,263	2	1,024	2	0,263	2	1,024	2	0,246	2	0,766	2	0,246	2	0,766	2	0,246	2	0,766	2
RT 1° SC	-2,081		-3,154		-2,131		-3,163		-2,131		-3,163		-2,085		-3,108		-2,085		-3,108		-2,085		-3,108	
RT 2° SC	0,286		1,072		0,222		1,084		0,222		1,084		0,184		1,083		0,184		1,083		0,184		1,083	
Período	87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4		87.3-89.4	

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo.

explicación se encuentre en problemas de multicolinealidad generados por la inclusión de las dummies en los contrastes, de acuerdo con lo que se señalaba en otro momento.

Por último, tanto en la valoración de estos resultados como en su comparación con los que se obtuvieron para consumo total y gasto en alimentos, bebidas y tabaco, y como ya mencionamos antes, debe tenerse en cuenta que la primera observación disponible para estas dos categorías de consumo corresponde al segundo trimestre del año, en lugar de al primero, como ocurría con las anteriores. Por otra parte, precisamente por la menor dimensión de las muestras implicadas, tanto en el número de observaciones temporales como en el número de individuos medios de cada cohorte, los resultados están más sujetos al problema del error de medida inducido por el método utilizado en la elaboración de los datos. Sin embargo, como ya se mencionó en otro momento, a pesar de la reducción en el número de observaciones temporales, las muestras finalmente resultantes tienen unas dimensiones suficientes para garantizar su validez en el trabajo empírico.

#### 4.3. Endogeneidad del tipo de interés.

Hasta este momento habíamos supuesto que el tipo de interés es una variable exógena, con lo cual cualquiera de sus realizaciones temporales era un instrumento válido en la modelización que habíamos adoptado. En este apartado, relajaremos este supuesto, y verificaremos si se mantienen nuestros resultados previos de exceso de sensibilidad.

Si el tipo de interés es una variable endógena, puede estar correlacionado con el término de perturbación del modelo, que como se recordará viene dado por la diferencia entre  $t$  y  $t-1$  de la perturbación de la ecuación de comportamiento resultado de la modelización estática (véase la ecuación (20)). Para evitar los problemas de correlación entre estas dos variables, una posibilidad es instrumentar el tipo de interés por cualquiera de sus realizaciones fechadas en  $t-2$  o antes (véase Arellano y Bover (1990)).

En el presente apartado se han verificado los resultados anteriores instrumentando el tipo de interés, tanto por el segundo retardo de su nivel como por el segundo retardo de su diferencia. Los resultados para las ecuaciones básicas de comportamiento se encuentran en

el Cuadro 9 para el consumo total y el gasto en alimentos, bebidas y tabaco<sup>16</sup>. En dicho Cuadro se aprecia claramente que los resultados son similares con respecto al caso en el que no se instrumentaba el tipo de interés, sobre todo cuando éste se instrumenta por el segundo retardo de su nivel, si bien ahora el test de Sargan rechaza la validez de los instrumentos de forma casi unanime. En el caso en el que el tipo de interés se instrumenta por su segunda diferencia, este hecho se produce excepcionalmente, y lo más relevante es el cambio de signo que evidencia el tipo de interés, con respecto al caso en que no se instrumenta.

En el Cuadro 10 se realizan los contrastes de exceso de sensibilidad para las dos categorías de gasto en consumo consideradas. Los resultados de este Cuadro confirman la ausencia de exceso de sensibilidad para el gasto en alimentos, bebidas y tabaco, y la aparición de evidencia contradictoria para el consumo total. El exceso de sensibilidad en el consumo total aparece muy claramente cuando el tipo de interés se instrumenta en niveles, pero, al mismo tiempo, no se puede aceptar cuando se instrumenta en diferencias.

En los Cuadros 11 y 12 se realizan los mismos ejercicios para el consumo en bienes duraderos y no duraderos. Del examen del segundo se desprende que se mantienen nuestras conclusiones previas sobre el signo y la importancia relativa del consumo desfasado en cada una de estas dos categorías de gasto. Lo mismo se puede decir con respecto a las variables precios y tipo de interés para el gasto en no duraderos. Sin embargo, esta última variable proporciona resultados diferentes según que se instrumente por el segundo retardo de su nivel o de su diferencia. Por lo demás, el t-ratio de la diferencia de la renta es significativo para el gasto en duraderos para intervalos de confianza iguales o superiores al 93%.

---

<sup>16</sup> Se comprobaron, asimismo, los resultados de la instrumentación del consumo en diferencias, si bien los resultados que se obtenían en este caso guardaban la misma relación con respecto a la instrumentación del mismo en niveles, que los resultados que se obtenían cuando no se instrumentaba el tipo de interés.

**CUADRO 9: COMPORTAMIENTO INTERTEMPORAL DEL CONSUMO TOTAL Y DEL GASTO EN ALIMENTOS, BEBIDAS Y TABACO.  
TIPO DE INTRES ENDOGENO.**

Variable	Instrumento para el tipo de interés: R(-2)								Instrumento para el tipo de interés: DR(-2)							
	Consumo Total				Alimentos, Bebidas y Tabaco				Consumo Total				Alimentos, Bebidas y Tabaco			
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df
DC(-1)	1,223 (8.623)		1,153 (10.270)		0,107 (0.972)		0,430 (3.594)		0,801 (6.096)		0,915 (7.339)		0,425 (6.130)		0,405 (6.838)	
DDR(0)	-27,557 (-8.918)		-24,787 (-9.277)		-28,045 (-3.902)		-46,209 (-7.301)		34,788 (4.334)		23,272 (2.113)		44,972 (2.839)		6,072 (0.512)	
DI(0)			4,321 (5.727)				3,548 (9.834)				1,891 (1.795)				2,043 (4.895)	
Wald Test	131,182	2	202,921	3	21,388	2	102,308	3	40,269	2	55,982	3	52,025	2	214,022	3
Sargan Test	6,994	2	4,640	2	11,215	2	6,754	2	2,957	2	2,206	2	8,247	2	3,200	2
RT 1ª SC	-2,939		-2,645		-2,982		-1,815		-1,736		-2,192		-3,600		-3,266	
RT 2ª SC	1,469		-0,711		2,521		-2,443		-0,723		-1,357		1,809		-2,598	
Periodo	86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4	

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo.

**CUADRO 10: EXCESO DE SENSIBILIDAD Y ESTACIONALIDAD. CONSUMO TOTAL Y GASTO EN ALIMENTOS, BEBIDAS Y TABACO. TIPO DE INTERES ENDOGENO.**

Variable	Consumo Total				Alimentos, Bebidas y Tabaco										
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df							
DC(-1)	0,517 (2.404)		0,368 (2.024)		-0,338 (-0.917)		0,152 (0.140)		0,471 (4.411)		0,253 (4.944)		0,185 (1.985)		0,360 (1.701)
DDR(0)	-23,179 (-9.184)		-24,130 (-1.788)		-6,998 (-3.037)		2,325 (0.101)		-11,605 (-2.029)		26,595 (2.572)		-3,953 (-0.984)		19,066 (0.837)
DI(0)	1,312 (1.197)		1,469 (1.488)		4,031 (3.582)		2,186 (0.498)		-0,003 (-0.006)		0,312 (1.301)		0,890 (1.178)		0,235 (0.195)
SEAS1					0,011 (0.300)		-0,060 (-0.400)						-0,167 (-6.914)		-0,237 (-3.277)
SEAS2					-0,182 (-3.513)		-0,060 (-0.498)						-0,011 (-0.220)		0,017 (0.245)
SEAS3					0,178 (4.860)		0,119 (1.076)						0,039 (0.646)		0,047 (0.792)
SEAS4					-0,021 (-0.881)		0,016 (0.234)						0,125 (2.912)		0,126 (2.807)
DY(-1)	0,850 (4.739)		0,800 (4.132)		1,489 (3.869)		0,882 (0.790)		1,635 (5.503)		0,860 (3.713)		0,412 (1.100)		0,573 (1.736)
Instrumento	DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-4)		DY(-4)		DY(-4)		DY(-4)
Instrumento	R(-2)		DR(-2)		R(-2)		DR(-2)		R(-2)		DR(-2)		R(-2)		DR(-2)
del tipo de interes															
Wald Test	550,996	4	172,481	4	1124,29	8	313,97	8	172,72	4	254,8	4	8996,3	8	10115,50
Sargan Test	4,256	2	7,450	2	1,072	2	0,633	2	4,332	2	6,797	2	4,211	2	3,406
KT 1° SC	-3,137		-3,126		-3,314		-3,292		-2,326		-2,480		-2,870		-2,468
KT 2° SC	-1,255		-1,391		0,622		0,653		-2,643		-2,801		-1,427		-1,382
Periodo	86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo.

**CUADRO 11: COMPORTAMIENTO INTERTEMPORAL DEL CONSUMO EN BIENES DURADEROS Y NO DURADEROS.  
TIPO DE INTERES ENDOGENO.**

Variable	Instrumento para el tipo de interés: R(-2)								Instrumento para el tipo de interés: DR(-2)							
	Consumo de duraderos				Consumo de no duraderos				Consumo de duraderos				Consumo de no duraderos			
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df
DC(-1)	0,186 (1.708)		0,277 (2.621)		-0,181 (-1.230)		-0,068 (-0.516)		0,210 (1.851)		0,259 (2.061)		-0,250 (-1.688)		-0,115 (-0.876)	
DDR(0)	-60,848 (-6.356)		-65,740 (-7.170)		-3,040 (-0.902)		-4,045 (-1.294)		-10,341 (-0.990)		0,042 (0.004)		-16,497 (-4.462)		-13,539 (-3.702)	
DI(0)			2,150 (1.252)				1,261 (4.835)				-0,382 (-0.202)				1,361 (5.436)	
Wald Test	41,602	2	59,927	3	1,686	2	46,998	3	7,894	2	7,413	3	19,913	2	72,005	
Sargan Test	6,714	2	6,317	2	7,642	2	5,463	2	5,146	2	5,900	2	7,180	2	6,016	
RT 1* SC	-2,992		-3,255		-2,378		-1,983		-3,230		-3,341		-2,100		-1,605	
RT 2* SC	0,705		0,881		-0,382		-1,519		1,204		1,577		-1,278		-1,786	
Período	87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4	

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo.

**CUADRO 12: EXCESO DE SENSIBILIDAD Y ESTACIONALIDAD. CONSUMO EN BIENES DURADEROS Y NO DURADEROS  
TIPO DE INTERÉS ENDOGENO.**

Variable	Consumo de duraderos								Consumo de no duraderos							
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df		
DC(-1)	-0,238 (-1.033)		-0,284 (-0.978)		-0,808 (-2.443)		-0,852 (-2.443)		0,064 (0.477)		0,022 (0.161)		0,402 (2.613)		0,251 (1.923)	
DDR(0)	-70,036 (-7.643)		7,022 (0.643)		-28,106 (-1.353)		24,387 (0.957)		0,887 (0.220)		-5,711 (-1.142)		-1,496 (-0.217)		-12,501 (-1.648)	
DI(0)	-0,350 (-0.305)		-2,548 (-1.191)		-1,669 (-0.546)		-4,603 (-1.312)		0,527 (1.550)		0,587 (1.737)		1,341 (1.014)		2,325 (2.962)	
SEAS1					0,069 (1.620)		0,063 (0.876)						-0,046 (-2.574)		-0,042 (-2.166)	
SEAS2					-0,381 (-2.746)		-0,380 (-2.591)						-0,028 (-0.528)		-0,052 (-1.274)	
SEAS3					0,318 (2.234)		0,363 (2.001)						0,021 (0.284)		0,062 (1.564)	
SEAS4					-0,102 (-1.030)		-0,136 (-1.111)						0,053 (1.323)		0,028 (1.001)	
DY(-1)	1,545 (3.322)		1,384 (2.107)		4,716 (1.927)		5,507 (1.864)		0,431 (2.938)		0,442 (3.001)		0,256 (0.593)		0,237 (0.315)	
Instrumento	DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)	
Instrumento	R(-2)		DR(-2)		R(-2)		DR(-2)		R(-2)		DR(-2)		R(-2)		R(-2)	
del tipo de interés																
Wald Test	78,338	4	13,083	4	60,39	8	62,47	8	27,54	4	66,1	4	125,9	8	254,17	
Sargan Test	2,059	2	2,335	2	0,102	2	0,206	2	3,140	2	4,169	2	0,923	2	0,533	
RT 1ª SC	-2,734		-2,768		-1,900		-1,827		-2,248		-2,163		-3,106		-3,198	
RT 2ª SC	0,854		1,059		0,244		0,112		-1,125		-1,258		1,079		1,018	
Período	87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4	

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo.

#### 4.4. Ampliación de la especificación del modelo.

Los resultados obtenidos hasta este momento podrían alterarse si se consideran especificaciones más amplias del modelo. En ese sentido, en este último apartado se comprueba si es este el caso. Cualquier variable distinta a las hasta aquí consideradas interviene en el modelo a través del componente  $\theta_{i,t}$  de variación de las preferencias de las economías domésticas y, más concretamente, a través de su diferencia (véase la ecuación (11)). Las dos variables de consideración inexcusable en este terreno son la edad del sustentador principal y el tamaño de la unidad familiar. En nuestro caso, se han considerado, adicionalmente, el cuadrado de la primera y el número de miembros de la economía doméstica mayores de 14 años. Los resultados que se obtenían, para distintas opciones de instrumentos del tipo de interés y para las diferentes categorías de consumo consideradas, se encuentran en los Cuadros 13.1 y 13.2, que pasamos a comentar. En todos los casos, se incluyen en las regresiones tres dummies temporales, para evitar posibles problemas de multicolinealidad con el tipo de interés y la variación de precios. Desgraciadamente, la inclusión de las variables mencionadas, y su consideración, por tanto, en el conjunto de instrumentos, suponía la utilización de la práctica totalidad de las restricciones sobreidentificadoras disponibles para verificar la influencia de los shocks agregados, razón por la que, en este caso, no se realizó este contraste.

Por lo que respecta al consumo total, el único caso en el que no aparece exceso de sensibilidad a la renta es cuando se instrumenta el tipo de interés por su segunda diferencia, si bien los resultados del análisis de regresión no son, en este caso, aceptables, a tenor, sobre todo, de la estructura del residuo resultante y del excesivamente elevado valor del coeficiente estimado para el consumo desfasado. Llama la atención que el signo de la renta sea, en todos los casos, negativo, contrariamente a lo que habíamos obtenido hasta ahora para esta categoría de consumo. Considerando tan sólo los casos en los que el tipo de interés no se instrumenta, o se instrumenta por el segundo retardo de su nivel, la inclusión de la renta en el modelo genera importantes ganancias tanto en el test de Wald como en el de Sargan. Por otro lado, la adición de nuevas variables aproxima los resultados que se obtienen para las variables cociente de precios y tipo de interés, cuando no se instrumenta ésta y cuando se instrumenta por el segundo retardo de su nivel, con respecto la evidencia previa ya

**CUADRO XVII. EXCESO DE SENSIBILIDAD EN ESPECIFICACIONES AMPLIAS CON DISTINTAS ALTERNATIVAS DE INSTRUMENTAR EL TIPO DE INTERÉS, GASTO EN CONSUMO TOTAL Y EN ALIMENTOS, BEBIDAS Y TABACO.**

Variable	Consumo Total						Alimentos, Bebidas y Tabaco																	
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df										
DC(-1)	0,318 (2.446)		0,314 (1.974)		2,070 (2.354)		0,643 (4.180)		0,615 (3.291)		1,977 (1.281)		0,290 (2.113)		0,322 (2.465)		0,430 (2.924)		0,203 (1.267)		0,211 (1.387)		0,453 (2.306)	
DDR(0)	-1,438 (-1.032)		-2,103 (-0.678)		68,544 (2.043)		-1,887 (-1.223)		-3,414 (-0.954)		63,495 (0.679)		-5,965 (-3.969)		-2,356 (-0.537)		0,954 (0.085)		-7,949 (-5.438)		-2,499 (-0.692)		16,892 (0.923)	
DI(0)	0,146 (0.265)		0,217 (0.371)		-6,811 (-1.855)		1,030 (1.385)		1,203 (1.827)		-6,273 (-0.599)		0,772 (3.317)		0,639 (1.912)		0,611 (1.366)		0,769 (3.538)		0,520 (1.702)		0,001 (-0.001)	
Dedad(0)	0,054 (1.766)		0,057 (1.768)		-0,005 (-0.040)		0,046 (0.294)		0,047 (1.474)		-0,006 (-0.040)		0,239 (2.714)		0,239 (2.805)		0,245 (2.736)		0,113 (1.494)		0,134 (1.686)		0,171 (1.914)	
Dnmho(0)	-0,028 (-0.509)		-0,028 (-0.493)		0,157 (1.055)		0,016 (2.054)		0,014 (0.240)		0,138 (0.511)		-0,034 (-0.450)		-0,023 (-0.293)		0,014 (0.185)		-0,106 (-1.815)		-0,087 (-1.433)		0,030 (0.265)	
Dnm14(0)	0,183 (3.368)		0,182 (3.184)		0,190 (1.291)		0,147 (1.503)		0,145 (2.080)		0,193 (1.054)		0,254 (2.792)		0,025 (2.857)		0,236 (2.523)		0,343 (5.242)		0,328 (4.732)		0,290 (3.045)	
Dedad <sup>2</sup> (0)	-0,001 (-1.907)		-0,001 (-1.905)		-0,000 (-0.079)		-0,001 (-1.503)		-0,001 (-1.686)		-0,000 (-0.040)		-0,003 (-2.856)		-0,003 (-2.961)		-0,003 (-2.888)		-0,001 (-1.521)		-0,002 (-1.717)		-0,002 (-1.940)	
DY(-1)					-0,419 (-2.258)		-0,430 (-2.357)		-0,008 (-0.013)									0,156 (0.917)		0,211 (1.215)		0,283 (1.518)		
Instrumento para R			R(-2)		DR(-2)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)				R(-2)		DR(-2)		DY(-4)		DY(-4)		DY(-4)	
Wald Test	389,364	10	1163,770	10	513,452	10	702,488	11	8376,072	11	913,378	11	792,541	10	813,227	10	794,272	10	2491,391	11	2099,550	11	1242,641	11
Sargan Test	4,400	2	4,582	2	0,129	2	0,560	2	0,575	2	0,211	2	1,135	2	0,940	2	1,779	2	3,740	2	3,137	2	2,872	2
RT 1ª SC	-2,738		-2,538		-0,024		-2,789		-2,555		-0,175		-2,694		-2,745		-2,755		-2,153		-2,139		-2,354	
RT 2ª SC	0,941		0,852		1,154		0,871		0,853		0,764		-0,139		-0,070		0,217		-1,178		-1,283		-0,409	
Periodo	86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.1-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4		86.2-89.4	

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo, y contienen tres dummies trimestrales.

El significado de las leyendas contenidas en los Cuadros XVI.I y XVI.II es el siguiente:

Dedad(0): Primera diferencia de la edad del sustentador principal.

Dnmho(0): Primera diferencia del número de miembros de la economía doméstica.

Dnm14(0): Primera diferencia del número de miembros de la economía doméstica mayores de catorce años.

Dedad<sup>2</sup>(0): Primera diferencia del cuadrado de la edad del sustentador principal.

**CUADRO XVI.II: EXCESO DE SENSIBILIDAD EN ESPECIFICACIONES AMPLIAS CON DISTINTAS ALTERNATIVAS DE INSTRUMENTAR EL TIPO DE INTERÉS, GASTO EN BIENES DURADEROS Y EN BIENES NO DURADEROS.**

Variable	Consumo de duraderos						Consumo de no duraderos																	
	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df	Coef.	df										
DC(-1)	-0,339 (-4.850)		-0,331 (-4.766)		-0,333 (-5.022)		-0,508 (-4.964)		-0,491 (-4.430)		-0,506 (-4.973)		0,364 (2.081)		0,378 (2.004)		0,366 (1.691)		0,241 (1.585)		0,288 (1.729)		0,239 (1.258)	
DDR(0)	-8,079 (-1.232)		-21,572 (-2.763)		-18,596 (-3.032)		-4,828 (-0.603)		-32,941 (-2.559)		-6,512 (-0.839)		-3,601 (-2.367)		-0,315 (-0.130)		-8,270 (-1.979)		-2,486 (-1.095)		2,918 (0.762)		-13,113 (-1.797)	
DI(0)	-2,354 (-2.680)		-2,029 (-1.932)		-2,087 (-2.241)		-1,961 (-0.852)		-1,156 (-0.484)		-1,904 (-0.845)		1,428 (5.766)		1,978 (5.593)		1,539 (6.802)		1,143 (2.524)		0,848 (1.788)		1,918 (3.768)	
Dedad(0)	0,155 (2.210)		0,172 (2.315)		0,169 (2.302)		0,075 (1.026)		0,100 (1.324)		0,075 (1.002)		0,171 (2.303)		0,149 (1.973)		0,137 (1.949)		0,167 (2.107)		0,148 (1.971)		0,150 (2.126)	
Dnmho(0)	-0,103 (-0.843)		-0,117 (-1.008)		-0,113 (-0.960)		-0,291 (-1.338)		-0,309 (-1.373)		-0,293 (-1.357)		0,049 (0.768)		0,074 (1.072)		0,011 (0.133)		-0,001 (-0.013)		0,017 (0.266)		-0,033 (-0.607)	
Dnm14(0)	0,168 (1.044)		0,165 (1.012)		0,164 (1.010)		0,440 (1.499)		0,424 (1.411)		0,440 (1.493)		0,177 (2.086)		0,149 (2.709)		0,226 (3.115)		0,199 (2.935)		0,195 (3.079)		0,208 (2.647)	
Dedad <sup>2</sup> (0)	-0,002 (-2.391)		-0,002 (-2.572)		-0,002 (-2.487)		-0,001 (-1.128)		-0,001 (-1.507)		-0,001 (-1.093)		-0,002 (-2.375)		-0,002 (-2.038)		-0,002 (-2.070)		-0,002 (-2.172)		-0,002 (-2.045)		-0,002 (-2.211)	
DY(-1)					2,305 (4.636)		2,316 (4.458)		2,308 (4.657)									0,150 (0.766)		0,294 (1.312)		-0,194 (-0.667)		
Instrumento Instrumento para R			R(-2)		DR(-2)		DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)							DY(-3)		DY(-3)		DY(-3)		
							R(-2)		DR(-2)		DR(-2)		R(-2)		DR(-2)			R(-2)		DR(-2)		DR(-2)		
Wald Test	304,637	10	340,875	10	346,197	10	1450,529	11	528,140	11	707,31	11	1044,039	10	646,047	10	2298,502	10	4400,750	11	3772,193	11	2743,681	11
Sargan Test	0,300	2	0,390	2	0,368	2	0,235	2	0,378	2	0,242	2	0,282	2	1,660	2	1,105	2	0,212	2	0,259	2	1,647	2
RT 1° SC	-2,851		-2,621		-2,839		-2,819		-2,740		-2,930		-2,981		-2,933		-2,921		-2,797		-2,739		-2,573	
RT 2° SC	0,790		0,801		0,782		1,202		1,217		1,202		1,066		1,129		1,202		0,623		0,833		0,919	
Período	87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4		87.2-89.4	

Nota: Todas las ecuaciones se han instrumentado por el segundo, tercer y cuarto desfase del nivel de consumo, y contienen tres dummies temporales. La explicación de las variables contenidas en la nota del Cuadro XVI.I.

182

comentada. En relación a las variables incorporadas, presentan todas los signos esperados a priori, excepto el tamaño de la economía doméstica, cuando la renta no es una variable explicativa.

Para el caso del gasto en alimentos, bebidas y tabaco, las conclusiones del análisis son muy similares, confirmándose la ausencia de exceso de sensibilidad en cualquiera de los casos considerados. Esta categoría de gasto en consumo no evidencia malos resultados para el caso en el que se instrumenta el tipo de interés por el segundo retardo de su diferencia, aunque, en este caso, se verifica el cambio de los signos de algunas variables. Sorprendentemente, en contra de lo esperado, la variación en el tamaño de la unidad familiar parece tener una influencia negativa sobre la variación del consumo. Este es un hecho no deseable que reflejan nuestros resultados tanto en este caso como para el gasto en bienes duraderos, como luego veremos. Es posible que la razón se encuentre en su interacción con la variable número de miembros del hogar mayores de catorce años, que, por lo general, presenta un peso más elevado, tanto en términos de su significación estadística como de su coeficiente. Otra explicación plausible es que la introducción en el modelo de la primera diferencia del consumo esté ya incorporando este efecto. Finalmente, debemos preguntarnos si las muestras disponen de suficiente variabilidad temporal como para permitir identificar esta variable, que puede estar captando entonces problemas de multicolinealidad. En cuanto al resto de variables consideradas, presentan los signos esperados.

Considerando ya el gasto en bienes duraderos y no duraderos, presentados en el Cuadro 13.2, los contrastes de exceso de sensibilidad a la renta confirman que ésta es una característica relevante para el primero, y todo lo contrario para el segundo. En el primer caso, los t-ratios de la renta son siempre superiores a cuatro, sea cual sea el instrumento utilizado para el tipo de interés, y mejorando los tests de Wald y Sargan con respecto a los casos en que no se incluye la renta en el modelo. Se confirma también el signo contrario del consumo desfasado según la categoría de bienes que estemos considerando, evidenciando, como señalábamos anteriormente, un predominio diferente de los efectos de la durabilidad y los hábitos. El tipo de interés, que en las especificaciones más simples del modelo no presentaba un signo de influencia claro sobre el consumo de estos dos tipos de bienes, muestra ahora una fuerte influencia negativa para ambos. Lo mismo ocurre con la variación

de los precios, que influye negativamente sobre el consumo de duraderos y de forma contraria sobre el de no duraderos. El papel de la variación del número de miembros de la economía doméstica parece también diferente en función de qué consumo estemos considerando: negativo para el primero de los mencionados y, aunque de forma menos rotunda, positivo para el segundo.

## **CAPITULO 4**

---

### **EVALUACION EMPIRICA DE LAS RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ**

## 1.- INTRODUCCION.

Una vez confirmado el rechazo del modelo de la renta permanente con expectativas racionales en el capítulo precedente, parece necesario investigar sobre las razones que se encuentran detrás del mismo. Entre todas las explicaciones teóricas existentes para la elevada correlación entre consumo y renta corrientes, ha sido la existencia de restricciones de liquidez la que más atención ha recibido en el pasado, aún cuando recientemente se han avanzado otras hipótesis, como son la existencia de ahorro por el motivo precaución, asociado al papel de la incertidumbre en el comportamiento del consumo, o la ausencia de separabilidad en la función de utilidad, ya examinadas en el capítulo 1. Sin embargo, la hipótesis de las restricciones de liquidez sigue atrayendo gran parte de los esfuerzos realizados, debido posiblemente a su reducida complejidad en el plano analítico, lo cual no significa que su verificación empírica haya de ser necesariamente sencilla, como de hecho no lo es. Como es bien sabido, esta hipótesis sostiene que las dificultades de financiación opuestas por el mercado a los individuos que intentan realizar sus planes óptimos de consumo se traducen, en la práctica, en comportamientos alejados de los presupuestos teóricos del modelo que redundan en vincular la evolución del consumo y de las rentas individuales corrientes. Esta no es, ni mucho menos, una idea nueva en el análisis teórico, pues incluso las formulaciones iniciales del modelo de la renta permanente presuponían, por estas mismas razones, horizontes de planificación individual realmente reducidos. Adicionalmente, el atractivo teórico de esta hipótesis no se sustenta, en ningún caso, en comportamientos miópicos o keynesianos por parte de los agentes económicos, en el sentido de que éstos encadenen, de forma consciente y voluntaria, la evolución de su consumo a la de su renta corriente, sino que, muy al contrario, postula que la estrecha relación encontrada entre estas dos variables es una consecuencia empírica de comportamientos económicos racionales en un mundo económico real muy alejado de los postulados teóricos.

En este trabajo se pretende identificar y cuantificar la repercusión de las restricciones de liquidez en el caso español, a partir del ajuste econométrico de la condición de Euler que determina la evolución temporal del consumo. Para ello, se sigue la estrategia de contraste propuesta y aplicada por Zeldes (1989a) para la economía norteamericana. Como ya se adelantó en los capítulos 1 y 2, esta estrategia descansa en la identificación, por medio de un contraste de exceso de sensibilidad a la renta, de muestras de individuos potencialmente

sujetos a restricciones de liquidez y de muestras cuyos componentes no lo están. Como es fácil suponer, el problema más serio que plantea dicha estrategia es el sesgo de selección que pueda generarse al separar las muestras, lo cual obliga a ser cuidadosos en su aplicación. A continuación, una vez identificadas las mismas, se mide la cuantía del multiplicador de Lagrange asociado a las restricciones de liquidez a través de la media de la diferencia entre el consumo efectivo de los individuos restringidos y la predicción que para el mismo se puede hacer empleando los parámetros obtenidos en la estimación del modelo para los individuos no restringidos. Finalmente, se evalúa la relación que existe entre los estimadores de los multiplicadores obtenidos y algunas variables relevantes. Estos contrastes se aplican tanto al caso del consumo total como a una particular categoría de consumo en bienes no duraderos. La estimación se realiza mediante variables instrumentales, con la finalidad de evitar los problemas de simultaneidad y los sesgos imputables a errores de medida en la renta y en el consumo.

Al margen de la distinta naturaleza de los datos empleados, existe una diferencia relevante entre el trabajo que aquí se presenta y el realizado por Zeldes (1989a). En nuestro caso, no se impone la no estacionariedad en el consumo, debido a que los datos no evidenciaban esta característica, con lo cual la variable endógena del modelo es el nivel del consumo y no su primera diferencia, como ocurre en su caso. Por ello, los multiplicadores obtenidos deben entenderse como la fracción del nivel del consumo no explicada por la teoría, y no como la fracción de su incremento. Por otra parte, el hecho de que nuestros datos estén referidos a medias de cohortes de población genera un sesgo por error de medida, aunque creemos que éste no es tan importante como para invalidar los resultados que se presentan.

En la sección 2 se presenta el modelo teórico; en la sección 3 se describen los contrastes econométricos que se aplicarán en el resto del trabajo; en la sección 4 se expone el método de estimación y los datos, si bien de forma muy resumida (un mayor detalle se encuentra en el capítulo 2); finalmente, en la sección 5 se presentan los resultados empíricos obtenidos.

## 2.- UN MODELO DE CONSUMO EN PRESENCIA DE RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ.

En esta sección se presenta un modelo de consumo intertemporal en presencia de restricciones de liquidez que ha sido aplicado por Zeldes (1989a) para el caso de la economía norteamericana. Este autor retoma el modelo desarrollado por Heller y Starr (1979), que analizan la efectividad de la política fiscal sobre el consumo cuando existen restricciones de liquidez, y lo amplía para permitir la existencia de incertidumbre. El modelo resultante conjuga las técnicas de la optimización dinámica estocástica, requeridas en este contexto, con los principios de la optimización no walrasiana, desarrollados en el pasado por los teóricos del desequilibrio, como Howard (1977), aunque con objetivos analíticos diferentes.

Suponemos que la economía doméstica maximiza el valor presente esperado de una función de utilidad separable intra e intertemporalmente entre consumo y ocio, dada toda la información disponible en ese momento. En cada período, la economía doméstica decide el nivel de consumo en el mismo,  $C_{i,t}$ , enfrentándose al siguiente problema de optimización con un horizonte temporal finito T:

$$\max E_t \sum_{j=0}^{T-t} \left( \frac{1}{1+\delta_i} \right)^j U(C_{i,t+j}, \theta_{i,t+j}) \quad (1)$$

sujeto a la siguiente restricción presupuestaria intertemporal,

$$A_{i,t+j+1} = (1+r_{t+j}) \cdot [A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j}] \quad (2)$$

y a las restricciones de no negatividad

$$C_{i,t+j} \geq 0 \quad (3)$$

$$j = 0, \dots, T-t-1$$

$$A_{i,T} \geq 0 \quad (4)$$

donde los subíndices  $i$  y  $j$  hacen referencia a la economía doméstica y al período temporal, respectivamente;  $U(\cdot)$  es la función de utilidad uniperíodo;  $C_{i,t}$  es el consumo real;  $\theta_{i,t}$  es una perturbación de preferencias;  $\delta_i$  es la tasa de preferencia temporal de la economía doméstica;  $A_{i,t}$  es la riqueza real no humana de la misma al comienzo del período  $t$ , que se materializa

en el único activo disponible de la economía;  $r_t$  es el tipo de interés real después de impuestos que proporciona dicho activo entre los períodos  $t$  y  $t+1$ ; e  $Y_t$  es la renta laboral disponible en términos reales del período.  $E_t$  es el operador esperanza matemática condicionado sobre el conjunto de la información disponible en el momento  $t$ .

Hasta ahora, el planteamiento del problema no difiere del de Hall (1978) en su conocido e influyente trabajo. La resolución del modelo, así planteado, y con una forma apropiada de la función de utilidad, da lugar al resultado de que, en un contexto intertemporal, ninguna variable distinta del nivel de consumo en el período anterior debería explicar el nivel del mismo en el momento presente. Sin embargo, la existencia de restricciones de liquidez, que impiden la traslación de renta entre períodos y, por tanto, la distribución intertemporal del consumo individual, imposibilitan que los individuos se comporten de acuerdo con los postulados del modelo. Una primera cuestión básica que se debe plantear en el análisis de la repercusión de las restricciones de liquidez en el consumo, es si éstas aparecen endógena o exógenamente en la economía. La práctica totalidad de la literatura, a excepción de King (1986), considera que las restricciones de liquidez son exógenas, y éste será también el planteamiento adoptado en el presente trabajo<sup>1</sup>.

Analíticamente, la existencia de problemas de liquidez supone la incorporación de restricciones adicionales a las anteriores ecuaciones (3) y (4). Siguiendo a Zeldes (1989a), supondremos que un individuo se enfrenta a este tipo de problemas cuando su riqueza no humana al final del período no puede ser negativa. Es decir,

$$A_{i,t+k} \geq 0, \quad k=0, \dots, T-t-1 \quad (5)$$

Esta forma de considerar las restricciones de liquidez refleja, en realidad, un límite superior al endeudamiento que el individuo puede realizar con cargo a su renta futura. En ese sentido, podríamos hablar, con mayor exactitud, de restricciones de endeudamiento o de racionamiento de crédito, que de restricciones de liquidez. Podrían haberse considerado formas alternativas para incorporar éstas al análisis, por ejemplo mediante la imposibilidad de que la riqueza no humana de la economía doméstica al final del período fuera inferior a

---

<sup>1</sup> Sobre el trabajo de King (1986), véase el capítulo 1.

un cierto límite mínimo positivo, o incluso negativo, en cuyo caso el nivel de endeudamiento alcanzado no excedería dicho valor de los activos tangibles, pero ello hubiera complicado el análisis sin aportar nada esencial al mismo. Por otra parte, debe tenerse en cuenta que las dificultades de financiación en el consumo, aun cuando no se hayan explicitado analíticamente, han estado siempre presentes de forma implícita en el modelo, incluso en sus formulaciones originales, al no considerar en la definición de riqueza el capital humano, debido, fundamentalmente, a los problemas que para el mercado supone la valoración de los activos intangibles no comercializables, que impiden, en la práctica, que éstos puedan constituirse en garantía de cualquier tipo de préstamo<sup>2</sup>.

Cuando las restricciones (5) se añaden al modelo, la condición de primer orden resultante es la siguiente:

$$\frac{\partial U(C_{i,t}, \theta_{i,t})}{\partial C_{i,t}} = \frac{1}{1+\delta_i} E_t \left[ (1+r_t) \frac{\partial U(C_{i,t+1}, \theta_{i,t+1})}{\partial C_{i,t+1}} \right] + \beta_{i,t} \quad (6)$$

en la cual  $\beta_{i,t}$  es el multiplicador de Lagrange asociado a la restricción de liquidez vigente y conocida en el período  $t$ , a la que se enfrenta la economía doméstica  $i$ . Este multiplicador refleja el aumento en la utilidad marginal del consumo que resultaría de la reducción de la restricción en una unidad. Obsérvese que debe ser positivo para que la restricción de liquidez sea operativa, con lo que la riqueza no humana a final de período se anula. En caso contrario, el individuo no habría alcanzado el máximo de su endeudamiento posible, dado el tipo de restricción de liquidez considerada. Es preciso notar que el modelo de Hall (1978) no es más que un caso particular de éste, que resulta cuando las restricciones de liquidez dejan de ser operativas, en cuyo caso desaparece el multiplicador  $\beta_{i,t}$ . Adviértase también que este planteamiento no permite explicar el comportamiento de individuos que, libremente y al margen del nivel de endeudamiento que el mercado les permita, deciden no endeudarse más allá de un límite mínimo del valor de sus activos tangibles, que es la aproximación de Mariger (1987) al problema.

---

<sup>2</sup> El propio Friedman (1957) incluye la proporción entre capital humano y no humano en la función de consumo, argumentando las repercusiones que las mayores dificultades de financiación del primero tienen sobre éste, y que, en su opinión, justifican una elevada correlación entre valores altos de dicha proporción y menores niveles de consumo, manteniendo todo lo demás igual.

Volviendo al desarrollo del modelo, si normalizamos el multiplicador:

$$\beta_{i,t} = \lambda_{i,t} \left[ \frac{1}{1+\delta_i} E_t \left\{ (1+r_t) \frac{\partial U(C_{i,t+1}, \theta_{i,t+1})}{\partial C_{i,t+1}} \right\} \right] \quad (7)$$

podemos reescribir la expresión (6) como sigue:

$$\frac{\partial U(C_{i,t}, \theta_{i,t})}{\partial C_{i,t}} = \frac{1}{1+\delta_i} E_t \left[ (1+r_t) \frac{\partial U(C_{i,t+1}, \theta_{i,t+1})}{\partial C_{i,t+1}} \right] (1 + \lambda_{i,t+1}) \quad (8)$$

que, aplicando el supuesto de expectativas racionales, conduce a la siguiente expresión:

$$\frac{\frac{\partial U(C_{i,t+1}, \theta_{i,t+1})}{\partial C_{i,t+1}}}{\frac{\partial U(C_{i,t}, \theta_{i,t})}{\partial C_{i,t}}} \frac{(1+r_t)}{(1+\delta_i)} (1 + \lambda_{i,t}) = 1 + \epsilon_{i,t+1} \quad (9)$$

donde  $\epsilon_{i,t+1}$  es un error de expectativas de esperanza cero y no correlacionado con variable alguna conocida en el momento  $t$ , y que, como señalábamos antes, es una generalización del resultado de Hall (1978).

Es necesario realizar algunas precisiones sobre la naturaleza e interpretación de la restricción de liquidez considerada, habida cuenta de que el posterior trabajo econométrico tiene como objetivo fundamental verificar su existencia e importancia. Como ya hemos indicado, el único caso en el que los datos resultarían compatibles con la teoría de la renta permanente con expectativas racionales sería aquel en el que se obtuviera un valor nulo del multiplicador de Lagrange. Sin embargo, ni siquiera entonces podríamos tener la certeza de que los individuos se comportan de acuerdo con lo que postula la teoría, ya que esta tiene implicaciones tanto sobre la ecuación de Euler, es decir; sobre el perfil temporal de la serie de consumo individual, como sobre el nivel del mismo en un momento concreto del tiempo, el cual dependerá del valor anualizado descontado de la riqueza esperada, siendo razonable pensar en incumplimientos de la teoría que sólo pueden evidenciarse a partir de esta segunda implicación. Por ejemplo, Zeldes (1989a) demuestra que, cuando los individuos son aversos al riesgo, las expectativas de restricciones de liquidez futuras dan lugar a comportamientos que no violan la condición de Euler siempre que no existan restricciones de liquidez en los

períodos  $t$  y  $t+1$ , pero que producen niveles de consumo inferiores a los que se obtendrían si los individuos consumieran de acuerdo al valor de su renta permanente. Por otra parte, un valor negativo del multiplicador de Lagrange conduce también al rechazo del modelo, aunque la explicación válida en este caso no puede ser la existencia de restricciones de liquidez, dado que nos enfrentamos a niveles de consumo superiores a los que puede explicar el modelo y, por tanto, a sobrepredicciones del consumo futuro en base al consumo actual.

También debe tenerse en cuenta que el análisis anterior está directamente relacionado con la incidencia de la incertidumbre en el consumo, habida cuenta de que todo el razonamiento descansa en la imposibilidad de adelantar aumentos futuros esperados de ingreso: en la medida en que se altere la incertidumbre sobre la cuantía o la realización efectiva de los mismos, es de esperar que cambie igualmente el efecto de las restricciones de liquidez sobre el consumo. Desafortunadamente, en el momento actual, la delimitación de ambos efectos en el terreno empírico es extremadamente difícil con las técnicas econométricas disponibles<sup>3</sup>. Finalmente, noté que no hay nada en el análisis anterior que establezca comportamientos keynesianos, en el sentido de que los individuos encadenen voluntariamente su consumo a la evolución de su renta corriente, aunque el modelo permite explicar la estrecha relación observada entre ambas variables. En términos de nuestro análisis, los agentes se comportan racionalmente, determinando en cada momento cuál es su nivel óptimo de consumo en función de sus rentas esperadas, el tipo de interés vigente y sus preferencias. Sin embargo, ante las dificultades para financiar dichos niveles óptimos, se ven obligados a reconsiderar todo el plan de gasto y ahorro, y, por tanto, de consumo. En ese sentido, cobra renovado valor el trabajo ya citado de Mariger (1987), quien demuestra, con restricciones de liquidez endógenas, consecuencia de la existencia de niveles mínimos de riqueza que los individuos no están dispuestos a rebasar mediante el endeudamiento, que los individuos particionarán el plan óptimo de consumo en dos fases, antes y después del período en el que la restricción es efectiva. De esta forma, la aparición de restricciones de liquidez acorta el horizonte de planificación de consumo de los agentes, una conclusión que ya estaba implícita en el trabajo de Heller y Starr (1979).

---

<sup>3</sup> En Deaton (1991) se encuentra un buen ejemplo de las complicaciones que supone considerar conjuntamente en el análisis el efecto de la incertidumbre y de las restricciones de liquidez.

En el presente trabajo, todos los contrastes utilizados descansan en la verificación del cumplimiento o la violación de la ecuación de Euler del consumo. En ese sentido, con carácter previo a su descripción, es necesario establecer algunos supuestos en torno a la forma analítica de la función de utilidad y al componente  $\theta_{i,t}$  de variación de los gustos. El desarrollo analítico que se va a exponer a continuación incorporará, en todo momento, las restricciones de liquidez, aunque será directamente aplicable al caso en el cual estas no operan, sin más que anular el multiplicador de Lagrange asociado a las mismas.

Supongamos que la función de utilidad individual presenta aversión relativa al riesgo constante (CRRA),

$$U(C_{i,t}, \theta_{i,t}) = \frac{1}{1-\alpha} C_{i,t}^{1-\alpha} \exp\theta_{i,t} \quad (10)$$

en donde  $\alpha$  puede interpretarse como el coeficiente de aversión al riesgo (la inversa de la elasticidad de sustitución intertemporal). El componente  $\theta_{i,t}$ , distinto para cada economía doméstica y variable en el tiempo, viene dado por la siguiente expresión:

$$\theta_{i,t} = \sum_{l=1}^n B_l X_{i,t}^l + B_i + \mu_t + u_{i,t} \quad (11)$$

en la cual la fracción no observable de los gustos de la economía doméstica está integrada por: a) un componente invariable en el tiempo para cada economía doméstica,  $B_i$ ; b) un componente de shock agregado, idéntico para todas las economías domésticas y con variabilidad temporal,  $\mu_t$ ; y, c) un término de error sobre los gustos e independiente de los dos anteriores,  $u_{i,t}$ . El resto de variables, incluidas en los vectores  $X_{i,t}^l$ , forman la fracción observable de los gustos de la economía doméstica, y se detallarán más adelante.

Incorporando la función de utilidad postulada a la anterior condición de primer orden, obtenemos la siguiente expresión:

$$\frac{C_{i,t+1}^{-\alpha} \exp\theta_{i,t+1}}{C_{i,t}^{-\alpha} \exp\theta_{i,t}} \frac{1+r_t}{1+\delta_i} (1+\lambda_{i,t}) = 1 + \varepsilon_{i,t+1} \quad (12)$$

y tomando logaritmos y reordenando:

$$\ln C_{i,t+1} = \ln C_{i,t} + \frac{1}{\alpha}(\theta_{i,t+1} - \theta_{i,t}) + \frac{1}{\alpha} \ln(1+r_t) - \frac{1}{\alpha} \ln(1+\delta_t) + \frac{1}{\alpha} \ln(1+\lambda_{i,t}) - \frac{1}{\alpha} \ln(1+\varepsilon_{i,t+1}) \quad (13)$$

en donde

$$\theta_{i,t+1} - \theta_{i,t} = B' \Delta X_{i,t+1} + (\mu_{t+1} - \mu_t) + (u_{i,t+1} - u_{i,t}) \quad (14)$$

y en la cual  $B' \Delta X_{i,t+1} = \sum_{l=1}^n B_l (X_{i,t+1}^l - X_{i,t}^l)$  El término  $u_{i,t+1} - u_{i,t}$  lo supondremos estacionario y de esperanza nula. A pesar de que para esta función de utilidad particular desaparece el componente  $B_i$ , la presencia de la tasa de preferencia intertemporal de cada economía doméstica mantiene un elemento de heterogeneidad individual inobservable que se deberá tratar adecuadamente en el trabajo empírico.

A partir de aquí, y tras algunas transformaciones sencillas<sup>4</sup>, el modelo resulta en la siguiente expresión<sup>5</sup>:

$$\ln C_{i,t+1} = \ln C_{i,t} + B_1 \Delta X_{i,t+1} + B_2 M_t + K_t + K_i + \ln(1+\lambda_{i,t}) + v_{i,t+1} \quad (15)$$

en la cual  $X_{i,t+1}$  es una matriz de variables individuales observables,  $M_t$  es una matriz de variables exógenas idénticas para todos los individuos, observables y con variabilidad temporal,  $K_t$  es el efecto fijo temporal,  $K_i$  es el efecto fijo individual, ambos inobservables, y  $v_{i,t+1}$  es el término de perturbación aleatoria de media cero, varianza constante, y no correlacionado con cualquier otra variable perteneciente al conjunto de información de la economía doméstica en el momento  $t$ .

<sup>4</sup> Como vimos en el capítulo anterior, estas transformaciones consisten, muy sucintamente, en depurar del error del modelo un término que recoja los shocks macroeconómicos que afectan de la misma forma a individuos distintos, y en realizar las operaciones oportunas sobre el término de error resultante (fundamentalmente, aplicar una transformación de Taylor de segundo orden) para que presente media nula.

<sup>5</sup> El término en el multiplicador de Lagrange se ha renormalizado de la siguiente manera:

$$\frac{1}{\alpha} \ln(1+\lambda_{i,t}) = \ln(1+\lambda_{i,t})^{\frac{1}{\alpha}} = \ln(1+\lambda_{i,t})$$

### 3.- DESCRIPCION DEL CONTRASTE ECONOMETRICO.

En realidad, la hipótesis de la existencia de restricciones de liquidez en el consumo supone la negación del supuesto más controvertido del modelo de la renta permanente con expectativas racionales, cual es el del consumidor representativo. El modelo de la renta permanente con expectativas racionales establece el comportamiento de consumo de un individuo-tipo que optimiza libremente, sin que exista ninguna traba a la realización de sus planes óptimos. En el momento en que se considera la posibilidad de la existencia de restricciones de liquidez se enriquece el análisis, puesto que supone incorporar al mismo la repercusión en el consumo de dificultades en la financiación de dichos planes. Esta hipótesis no implica que todas las economías domésticas estén sometidas a racionamiento de crédito, sino que las que efectivamente lo están no pueden comportarse de acuerdo con lo que postula el modelo. Así pues, la naturaleza del análisis exige que el contraste empírico se realice con datos microeconómicos, a pesar de las dificultades que, por lo general, supone. La literatura comparada muestra bastantes ejemplos de verificación empírica del modelo a partir de datos microeconómicos: Hall y Mishkin (1982), Bernanke (1984), Hayashi (1985a), Altonji y Siow (1987) y, más directamente relacionados con el presente trabajo, Zeldes (1989a) y Runkle (1991). Habida cuenta de que en la economía pueden coexistir individuos restringidos en liquidez con individuos no restringidos, la mayoría de estos trabajos proponen la separación de las muestras disponibles de datos microeconómicos en dos submuestras, según que se suponga que los individuos estén o no sometidos a restricciones de liquidez. Para la submuestra de individuos no sujetos, se postula un buen ajuste del modelo y, por tanto, un multiplicador de Lagrange no significativamente distinto de cero, mientras que para la de individuos sujetos, se postula lo contrario, en cuyo caso el multiplicador será estadísticamente no nulo. El contraste habitual consiste en verificar, para ambas muestras, la significatividad de cualquier variable perteneciente al conjunto de información del individuo en el período  $t$ , y a la que se le suponga una correlación elevada con el multiplicador de Lagrange de la restricción. En la práctica totalidad de los trabajos mencionados, la variable utilizada es la renta del período anterior. Si ésta se revela significativa debe serlo por captar el efecto del multiplicador, en cuyo caso el modelo debe rechazarse. Sin embargo, la evidencia que proporciona este primer contraste no es concluyente, ya que la verificación del exceso de sensibilidad es una condición necesaria, pero no suficiente, para la existencia de restricciones de liquidez.

En la práctica, el problema fundamental de este tipo de contrastes es la elección de un criterio para discriminar entre individuos restringidos en liquidez e individuos no restringidos. En principio, un criterio adecuado debe estar basado en el valor de la riqueza no humana al final de período, dada la forma en que se han incorporado al análisis dichas restricciones. Desafortunadamente, las fuentes estadísticas de consumo suelen dar una información muy imperfecta sobre esta variable. Así, el Panel Study of Income Dynamics, el PSID, fuente utilizada tanto por Zeldes (1989a) como por Runkle (1991), recoge la proporción declarada de los rendimientos de los activos financieros de las economías domésticas sobre sus ingresos totales por período de tiempo. Sin embargo, esta información no figura en la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares, la ECPF, lo que impide emplear esta variable como criterio de selección en nuestro caso. Otra posibilidad sería estimar el valor de la riqueza de las economías domésticas a partir de las rentas de capital y de la propiedad declaradas; sin embargo, tanto el elevado error de medida detectado en esta variable, como su elevada tasa de falta de respuestas, desaconsejan su utilización. No obstante, la ECPF proporciona información detallada sobre uno de los activos más relevantes de la riqueza no humana de las economías domésticas: el alquiler, efectivo o imputado, de la vivienda principal y secundaria/s. Por ello, se ha optado por el establecimiento de un límite mínimo del porcentaje que representa esta variable sobre los ingresos totales declarados como criterio para discriminar entre las economías domésticas sujetas a restricciones de liquidez, todas aquéllas que no superan este valor mínimo, y no sujetas, las restantes. La elección de dicha variable viene aconsejada por su carácter especial frente a los demás componentes de la riqueza no humana, y se basa en el supuesto de que el alquiler declarado refleja adecuadamente el valor de mercado de los servicios generados por la vivienda a sus perceptores. Si efectivamente es así, cuánto más alto sea el alquiler declarado por las economías domésticas en relación a su renta total, mayor será la parte de la riqueza no humana materializada en el activo vivienda, con lo que, supuesta una relación positiva entre estas dos últimas variables, se está señalando una mayor dimensión para la primera. Adicionalmente, debe considerarse que, a nuestro juicio, este criterio de selección minoraría los ya señalados problemas de error de medida, inevitables al considerar la renta, puesto que es previsible un grado de ocultación similar en la declaración tanto de ésta como del alquiler en vivienda. En su trabajo ya citado, Runkle emplea la propiedad de la vivienda principal como criterio de separación de las muestras, criterio inadecuado en España por el reducido

peso de la vivienda principal en alquiler. Por último, hemos de señalar que, al igual que en el trabajo de Zeldes, nuestras muestras se obtienen por observación, siendo posible que una economía doméstica figure un período en el grupo de individuos restringidos en liquidez y que no ocurra así en el período siguiente<sup>6</sup>. Esta circunstancia no es importante, dado que la cuestión realmente relevante es que la muestra de individuos presuntamente no restringidos en liquidez esté efectivamente compuesta por individuos que se comportan de acuerdo al modelo; por otra parte, es de esperar que el agrupamiento implícito en el procedimiento de obtención de los datos minore la importancia de estos cambios de régimen.

Previsiblemente, la separación de los individuos en dos muestras diferentes ocasionará problemas de sesgo de selección en las estimaciones, ya que cabe esperar que la riqueza no humana esté correlacionada con el término de perturbación del modelo. Sin embargo, Runkle ignora este sesgo, en tanto que Zeldes sólo comprueba que los resultados no se vean afectados por el mismo mediante un procedimiento no habitual, al ser dicotómica la variable utilizada para la selección<sup>7</sup>. Brugiavini y Weber (1992) aplican las técnicas habituales de corrección por sesgo de selección muestral en un trabajo similar al nuestro, aunque en su caso la identificación de las muestras se realiza según los valores de la variable endógena explicada, el consumo de bienes duraderos. La fuente estadística empleada en este último trabajo consiste en un sólo corte transversal, sobre el que la aplicación de la metodología estándar de corrección es directa; en nuestro caso, las muestras se componen de un número elevado de observaciones temporales, razón por la que sería necesario aplicar la corrección a cada una de las mismas, lo cual suponía un coste demasiado elevado. Con todo, los sesgos de selección no debieran ser un problema grave en nuestro trabajo, ya que no es probable que el alquiler de la vivienda principal esté correlacionado con el término de perturbación del modelo, que tiene carácter de sorpresa, debido a que suele presentar una elevada inercia como consecuencia de la forma particular de fijación de precios en este mercado. Por otra

---

<sup>6</sup> Alternativamente, Runkle impone que los individuos que figuren en un período en uno de los grupos no puedan incluirse en el otro grupo.

<sup>7</sup> Este procedimiento consiste en la aplicación de un modelo logístico para predecir la riqueza, separando acto seguido las muestras en base a la riqueza predicha, en lugar de hacerlo según la riqueza efectiva. Así, una economía doméstica se consideraba restringida en liquidez si la probabilidad obtenida era superior a 0.6 y no restringida si era inferior a 0.4. Los resultados con esta selección de las muestras no eran significativamente diferentes de los que se habían obtenido previamente.

parte, no hay que olvidar que nuestros datos conforman un pseudo-panel de catorce individuos-tipo, dimensión transversal que es insuficiente para aplicar las técnicas de corrección por selección de la muestra; además, siempre resultaría difícil separar el sesgo por selección de la muestra del sesgo por error de medida que la propia naturaleza de los datos impone. En cualquier caso, para minimizar el problema, al calcular el porcentaje que sirve de base para la separación de las muestras se ha utilizado el primer retardo de la renta, que está incorporado en el conjunto de información del individuo<sup>8</sup>.

Lo más novedoso del trabajo de Zeldes es el intento de medir la cuantía del multiplicador de Lagrange asociado a la existencia de restricciones de liquidez, i.e. la fracción del consumo que no explica el modelo de la renta permanente con expectativas racionales. En ese sentido, debe tenerse en cuenta que dicho multiplicador incorpora al análisis un efecto individual inobservable generado por la existencia de restricciones de liquidez. Obsérvese a partir de la expresión (15), que podemos hablar de un término de error compuesto para los individuos sometidos a restricciones de liquidez dado por la siguiente expresión:

$$u_{i,t+1} = K_i + K_t + \ln(1 + \lambda_{i,t}) + v_{i,t+1} \quad (16)$$

y donde el significado y propiedades de cada uno de los términos se han explicitado anteriormente. En el caso de que el individuo no estuviese restringido desaparecería el término en  $\lambda_{i,t}$  de la anterior expresión. Por lo tanto, una vez generadas las muestras de individuos sujetos y no sujetos, la estimación de la ecuación (15) en ambos casos sólo diferirá en la presencia del multiplicador asociado a la restricción, con lo que los parámetros estimados para el grupo de individuos presuntamente no racionados serán unos estimadores consistentes de los parámetros del grupo de los presuntamente racionados, existan o no restricciones de liquidez, y siempre que el primero de los grupos no esté efectivamente racionado. De esta forma, si usamos dichos parámetros estimados para predecir el consumo de los individuos restringidos en liquidez y obtenemos la diferencia entre el nivel de consumo teórico y el efectivo, el residuo resultante contendrá un error de predicción de media cero

---

<sup>8</sup> En relación con esta problemática, Alessie, Melenberg y Weber (1988) proponen un procedimiento que evita los problemas de sesgo de selección en este tipo de contrastes. Desgraciadamente, este contraste requeriría disponer de las horas de trabajo realizadas, información que no suministra la ECPF. En relación a este trabajo, véase el capítulo 1.

y el multiplicador asociado a la restricción. Así, si hallamos la media de este residuo para todas las observaciones del grupo racionado, obtendremos una estimación del valor medio del multiplicador; es decir, una estimación de la parte del consumo de este grupo de individuos que no explican los parámetros estimados para el grupo presuntamente no racionado, para el cual el buen ajuste del modelo deberá haberse comprobado previamente.

Existe una diferencia relevante entre el contraste aquí realizado y el aplicado por Zeldes. Este autor impone, como la práctica totalidad de la literatura empírica con dato microeconómico, la no estacionariedad del consumo al utilizar como variable independiente su primera diferencia. En este trabajo no se impone este supuesto, regresándose el gasto en consumo frente al gasto previo en el mismo y el resto de variables relevantes, dado que las estimaciones realizadas no evidenciaban que el gasto en consumo total presentara aquella característica<sup>9</sup>. En nuestro caso, pues, el multiplicador representará la fracción del nivel de consumo no explicado, y no la de su diferencia, como en el trabajo de Zeldes. Ello contribuye a explicar, en buena medida, las diferencias obtenidas en cuanto al valor numérico, como luego veremos.

#### 4.- EL METODO DE ESTIMACION Y LOS EFECTOS INDIVIDUALES.

Cuando se utilizan datos microeconómicos, lo más adecuado es usar estimadores que eliminen los efectos fijos, bien descontando la media temporal de los datos originales, bien diferenciando los mismos. Sin embargo, ninguno de estos dos procedimientos es válido para obtener un estimador del multiplicador de Lagrange vinculado a las restricciones de liquidez. La razón es que, en ambos casos, el término de error se verá sometido a la misma transformación que los datos, por lo que no contendrá aquél, sino su valor una vez descontada la media, o el valor de su primera diferencia, de forma que al hallar su media para todas las observaciones disponibles, esperaríamos que su resultado no fuese

---

<sup>9</sup> Neusser (1992) enfatiza la distinción entre consumo y gasto, proponiendo una metodología que hace depender el consumo corriente de sí mismo y sus valores pasados. Los resultados que obtiene de la aplicación de la misma para el caso austriaco, con datos de serie temporal, le permiten concluir que la no separabilidad es un fenómeno relevante en la explicación del consumo, fundamentalmente debido a la durabilidad de los bienes más que a la existencia de hábitos en el consumo. Adicionalmente, sus resultados cuestionan el supuesto de expectativas racionales, por cuanto que el gasto en consumo revela una clara dependencia de sus valores pasados, así como rechaza la existencia de las restricciones de liquidez como un factor explicativo relevante.

significativamente distinto de cero<sup>10</sup>. Por ello, la única opción válida es, siguiendo a Zeldes (1989a), estimar el modelo en niveles con variables artificiales que capten los efectos individuales, aún a sabiendas de que este procedimiento genera estimaciones sesgadas en los modelos dinámicos, debido a la correlación entre las variables explicativas y los efectos individuales. En cualquier caso, obsérvese que las variables individuales observables, a excepción del nivel de consumo, figuran en el modelo en primeras diferencias por lo que no contendrán efectos individuales en su nivel. Por otra parte, es sabido que el sesgo disminuye conforme crece la dimensión temporal de la muestra. Dado que los datos a nuestra disposición forman un pseudo-panel de 20 observaciones temporales, muy por encima de lo habitual en los estudios empíricos con auténticos paneles, cabe confiar en que el valor del sesgo no será muy importante. Además, como señala Deaton (1992), no hay ninguna razón por la que este sesgo deba ser diferente para ambas muestras, con lo que las conclusiones del análisis no deberían verse alteradas. La estimación sin variables artificiales que recogieran los efectos individuales hubiese sido mucho más problemática, ya que estos aparecerían incorporados en el término de error, sesgando los resultados en buena medida. Cuestión al margen es el problema que suponen los sesgos que se generan en la obtención de nuestros datos, y que se analizará más adelante.

Por lo que se refiere a los efectos individuales, existe una cierta polémica en torno a cuáles debían emplearse en la predicción: bien los efectos de los individuos no racionados, que ajustan su comportamiento a lo predicho por el modelo de la renta permanente, bien los efectos de los individuos efectivamente sometidos a la restricción. En este caso, si denominamos  $Z$  a la matriz de todas las variables explicativas de la ecuación (15) y  $\hat{\beta}$  a su correspondiente vector estimado de parámetros, el efecto individual estimado vendría dado por la siguiente expresión:

$$\hat{K}_i^R = \ln \bar{C}_i^R - \bar{Z}_i^R \hat{\beta}^R - \bar{\lambda}_i \quad (17)$$

mientras que en el caso de los individuos no restringidos vendría dado por:

---

<sup>10</sup> Al utilizar el estimador intra-grupos, el multiplicador de Lagrange desaparece al hallar la media del error de predicción, y lo mismo esperaríamos al tomar diferencias si el valor del multiplicador fuese relativamente constante, como es lógico suponer si depende de características básicas de los individuos que se alteran muy lentamente en el tiempo, de forma que un valor significativamente no nulo del multiplicador en este caso podría estar reflejando cualquier cosa antes que la repercusión de las restricciones de liquidez en el consumo.



$$\hat{K}_i^{NR} = \ln \bar{C}_i^{NR} - \bar{Z}_i^{NR} \beta^{NR} \quad (18)$$

En ambas expresiones, los superíndices hacen referencia a las muestras a las que corresponden. Por otra parte, si se consideran los efectos obtenidos para los individuos restringidos, cabe optar entre los que resultan del modelo que no incluye la renta como regresor, cuya expresión analítica es la ecuación (17), o los que se obtienen en el modelo que recoge la renta, en cuyo caso dicha expresión se convierte en:

$$\hat{K}_i^R = \ln \bar{C}_i^R - \bar{Z}_i^R \hat{\beta}^R - \bar{Y}_i \hat{\gamma}^R - \bar{\lambda}_i \quad (19)$$

Sobre el primer punto, dado que existía una diferencia no despreciable entre los efectos individuales obtenidos para las dos submuestras, se ha preferido mantener los efectos de los individuos restringidos en liquidez, en lugar de imponer los efectos asociados a una muestra con un comportamiento económico muy diferente, a pesar de que, desde el punto de vista estadístico, parecía lo más adecuado. En relación al segundo, no hemos encontrado razones que nos inclinaran a favor de unos u otros efectos individuales estimados. Los efectos obtenidos en el modelo sin la renta parecen más adecuados, ya que los parámetros que se usan en la predicción obedecen a ese comportamiento económico, pese a que resulten de la estimación de una muestra de individuos distintos, toda vez que el objetivo es predecir el consumo de individuos con restricciones de liquidez para el caso de que no lo estuvieran. Sin embargo, la alternativa mencionada supone utilizar unos efectos individuales que se obtienen en un modelo cuyo ajuste es superior, siempre que esta muestra evidencie exceso de sensibilidad a la renta. Zeldes resuelve esta cuestión considerando en la predicción del multiplicador tan sólo aquellos individuos que en unos períodos aparecen como no restringidos en liquidez y en otros como restringidos. Esta solución implica minorar las muestras finalmente utilizadas de una forma dramática, como él mismo reconoce; en nuestro caso, esta opción no era viable, ya que nuestros datos, como ya hemos señalado en repetidas ocasiones, son medias de grupos de individuos. Todas estas razones aconsejaban realizar la predicción con ambos efectos individuales estimados.

Por otra parte, la presencia entre las variables explicativas de la variable endógena desfasada, así como el hecho de que el contraste de exceso de sensibilidad se base en la

significatividad de la renta - variable ésta que puede presentar una elevada correlación con el término de error - aconsejan utilizar variables instrumentales. Una razón adicional a favor de la utilización de las mismas, son los bien conocidos problemas de error de medida que suelen presentar las fuentes estadísticas microeconómicas, tanto en el consumo como en la renta. En ese sentido, se ha optado por utilizar el método generalizado de momentos de Hansen (1982), corrigiendo los errores por la presencia de heteroscedasticidad, y permitiendo la existencia de autocorrelación de primer orden en los residuos<sup>11</sup>, la cual viene generada por la existencia de error de medida en el consumo. Esta característica, señalada por Runkle (1991), aparece muy claramente en los resultados del trabajo de López Salido (1993) y del capítulo anterior, ambos a partir de los datos de la ECPF. Los resultados empíricos se someten al test de Sargan para comprobar la validez de los instrumentos, al tiempo que se calculan los estadísticos habituales para examinar el ajuste del modelo. La existencia de autocorrelación de primer orden de los residuos se verifica por medio de la  $h$  de Durbin.

De acuerdo con todo lo anterior, se han particionado las muestras previamente disponibles, separando entre los individuos presumiblemente restringidos en liquidez y los que no lo están en función del valor del alquiler de su vivienda en relación a sus ingresos totales. Esta forma de proceder reduce notablemente, en algún caso de forma extrema, el número medio de individuos en algunas de las muestras resultantes. Esta situación se produce también en el trabajo de Zeldes que, como ya se ha señalado se realiza a partir de un panel auténtico. En cualquier caso, la implicación es obvia: la disminución del número medio de individuos por cohorte da lugar, de forma automática, a un aumento de los sesgos por error de medida. Toda la problemática asociada a la separación muestral fue examinada en el capítulo 2, al cual se remite al lector interesado.

En definitiva, se divide cada una de las catorce cohortes de la población activa y trabajadora disponibles en dos nuevas cohortes formadas por individuos iguales atendiendo a los

---

<sup>11</sup> Todas las estimaciones se realizaron con el programa RATS versión 4.0. No fue posible la utilización del programa DPD, de Arellano y Bond, debido a que el número de parámetros a estimar, al incluir los efectos individuales, era excesivamente elevado en relación a la estructura de las muestras disponibles, en las que  $N > T$ . En cualquier caso, unas primeras estimaciones con dicho programa sobre las mismas proporcionaban resultados muy similares. Por otra parte, nuestras muestras, dada su elevada dimensión temporal, impedían la utilización de todas las restricciones de ortogonalidad disponibles, que es la principal ventaja de este programa en estimaciones dinámicas con datos de panel.

critérios de condición socioeconómica, nivel de estudios y edad del sustentador principal, pero con diferentes valores del alquiler de su vivienda sobre sus ingresos totales. Para separar los individuos restringidos en liquidez de los no restringidos se tomó como referencia inicial un valor del 10% para el criterio de selección. Posteriormente, el porcentaje de demarcación se elevó al 15%, lo que redujo notablemente las muestras de los individuos presuntamente no restringidos en liquidez<sup>12</sup>.

Sobre el tratamiento de las variables nos remitimos a lo ya señalado en el capítulo 2. Sin embargo, en este momento es relevante realizar un pequeño comentario en cuanto a las variables determinantes de las preferencias de la economía doméstica, contenidas en  $\theta_{i,t}$ . En este terreno, se han considerado la edad del sustentador principal, su cuadrado, el número de miembros del hogar y el número de estos con más de 14 años de edad. Mientras que las dos últimas se introducen siempre en diferencias, se han contrastado dos especificaciones alternativas para las dos primeras. Zeldes (1989a) y Runkle (1991) introducen únicamente como regresor el nivel de la edad del cabeza de familia<sup>13</sup>. En relación a este tema, debe señalarse que, en primer lugar, nuestros datos no tienen periodicidad anual, sino trimestral, y en segundo lugar, incluso aunque fuera ese el caso, difícilmente puede argumentarse que la diferencia de la edad se cancela en una constante, por tratarse éstos de medias de individuos. Por todo ello, se ha optado por contrastar el modelo cuando sólo se considera el nivel de la edad, en un intento de homogeneizar el análisis con los trabajos citados, y cuando se incluyen como regresores las diferencias de éste y de su cuadrado, en una aproximación más ortodoxa. Finalmente, también se ha empleado la variable número de perceptores del hogar en el análisis posterior de los multiplicadores de Lagrange obtenidos.

---

<sup>12</sup> Se consideraron también otros valores del criterio de selección, como vimos en el capítulo 2, pero se desecharon a la vista de los muy reducidos tamaños de las cohortes a que daba lugar. Los tamaños medios de las cohortes de población obtenidas para las selecciones muestrales mencionadas se presentan en el Apéndice.

<sup>13</sup> Basándose en la siguiente propiedad:

$$edad_{i,t+1}^2 - edad_{i,t}^2 = 2 \times edad_{i,t} + 1$$

y en el hecho de que el panel utilizado tiene periodicidad anual, con lo que las diferencias de la edad y de su cuadrado resultan en una especificación del nivel de la edad y en una constante, por lo que los efectos individuales estimados deben considerarse en desviaciones con respecto a la misma.

## 5.- RESULTADOS EMPIRICOS.

En el Cuadro 1.1 se presenta el contraste de exceso de sensibilidad a la renta cuando el criterio de selección muestral es el 10% de alquileres sobre los ingresos familiares, para las dos especificaciones alternativas para la edad. El exceso de sensibilidad resulta muy significativo para la muestra de individuos presuntamente sujetos a restricciones de liquidez, con t-ratios superiores a cuatro, mientras ocurre lo contrario para la muestra complementaria. En ambos casos, la inclusión de la renta lleva a que las variables cociente de precios y tipo de interés cambien sus signos de influencia en las dos especificaciones mencionadas, al tiempo que reduce notablemente tanto el coeficiente como la significatividad del consumo desfasado. La presencia de la renta mejora notablemente todos los estadísticos para la muestra de individuos presuntamente sujetos a restricciones de liquidez. Esta mejoría se aprecia muy claramente en la reducción del estadístico de Sargan, del Durbin-Watson y, sobre todo, de la h de Durbin, así como en la elevación del coeficiente de determinación corregido. En significativo contraste, la evidencia para la otra muestra no es concluyente, con unas mejorías en algunos casos muy poco relevantes, a excepción de la reducción que, también en este caso, presenta la h de Durbin. El elevado coeficiente de la variable tipo de interés - con las implicaciones que ello supone sobre la aversión al riesgo o la elasticidad de sustitución - está en línea con la evidencia empírica previa. Por lo demás, las variables número total de miembros del hogar y del número de estos mayores de catorce años presentan los signos esperados. Comentario aparte merece el hecho de que la edad parece jugar un papel diferente en la explicación del consumo para ambos tipos de individuos. En la especificación que incluye el logaritmo de su nivel, su influencia sobre el consumo es claramente negativa para la muestra de individuos presuntamente sujetos a restricciones de liquidez y la opuesta para la otra muestra, mientras que los resultados no son concluyentes con la especificación alternativa. No obstante, a tenor de los valores de los estadísticos, la primera de las dos especificaciones mencionada parece proporcionar mejores resultados.

En el Cuadro 1.2 se presentan los resultados de los mismos ejercicios cuando el límite de separación de las muestras se establece en el 15% de alquileres sobre los ingresos totales, a pesar de que, como a continuación se comprobará, eran realmente muy poco significativos. La razón que justifica la presentación de estos resultados es la comprobación de que, en líneas

**CUADRO 1.1: CONTRASTE DE EXCESO DE SENSIBILIDAD PARA EL CONSUMO TOTAL.**  
**CRITERIO DE SELECCION MUESTRAL: 10%**

	Bajos alquileres en vivienda en relación a los ing.				Altos alquileres en vivienda en relación a los ing.			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LnC(t-1)	0,880 (3.888)	0,586 (2.920)	0,185 (0.913)	0,087 (0.498)	0,285 (1.317)	0,412 (1.809)	0,014 (0.018)	-0,333 (-0.338)
Ln[P(t)/P(t-1)]	-0,896 (-0.453)	-1,191 (-0.460)	1,948 (1.233)	1,400 (0.809)	-0,192 (-0.145)	-0,251 (-0.172)	0,993 (0.259)	3,350 (0.635)
Ln[1+R(t)]	10,062 (1.657)	9,028 (1.701)	-6,820 (-1.233)	-6,728 (-1.345)	1,538 (0.421)	3,047 (1.084)	-1,510 (-0.151)	-6,144 (-0.464)
Ed(t)-Ed(t-1)		0,153 (1.156)		0,107 (1.352)		0,065 (0.626)		-0,036 (-0.182)
Ed(t)	-0,023 (-0.974)		-0,017 (-1.167)		0,013 (1.086)		0,009 (0.663)	
Ln[Nm(t)-Nm(t-1)]	-0,570 (-1.505)	-0,808 (-1.572)	-0,204 (-0.827)	-0,306 (-0.930)	-0,309 (-0.579)	-0,323 (-0.553)	-0,265 (-0.459)	-0,224 (-0.299)
Ln[N14(t)-N14(t-1)]	0,636 (1.338)	0,756 (1.161)	0,159 (0.528)	0,210 (0.536)	0,344 (0.505)	0,603 (0.743)	0,471 (0.699)	0,888 (0.884)
Ed2(t)-Ed2(t-1)		-0,002 (-1.446)		-0,001 (-1.508)		-0,001 (-0.783)		0,000 (0.032)
LnY(t-1)			1,073 (4.321)	0,953 (4.105)			0,401 (0.344)	1,033 (0.733)
R	0,726	0,667	0,888	0,879	0,908	0,895	0,910	0,837
SEE	0,137	0,151	0,088	0,091	0,086	0,092	0,084	0,114
SSR	3,765	4,555	1,532	1,644	1,473	1,676	1,428	2,574
D-W	2,813	2,675	2,152	2,186	2,096	2,107	1,970	2,005
SARGAN	5,890 0,053	5,783 0,055	1,247 0,264	0,676 0,411	1,674 0,433	2,714 0,257	1,510 0,219	1,328 0,249
h de Durbin	-6,863 0,000	-5,670 0,000	-1,181 0,237	-1,435 0,151	-0,744 0,457	-0,845 0,398	2,170 0,030	-0,071 0,943
Nº obs.	280	280	280	280	280	280	280	280

Nota a los Cuadros 1.1, 1.2, 2.1 y 2.2:

Las variables que aparecen en los Cuadros son las siguientes:

C(t): Variable de consumo analizada en el período t.

P(t): Índice de precios en el período t.

R(t): Tipo de interés real en el período t.

Ed(t): Edad del sustentador principal en el período t.

Nm(t): Número de miembros del hogar en el período t.

N14(t): Número de miembros mayores de 14 años en el período t.

Ed2(t): Edad del sustentador principal al cuadrado en el período t.

Y(t): Ingreso total de la economía doméstica en el período t.

Todas las ecuaciones se han estimado por el método de variables instrumentales. Los instrumentos empleados han sido el segundo y tercer retardo del nivel del consumo, el segundo retardo de las variables R(t), Nm(t) y N14(t) y el tercero de Y(t).

Todas las ecuaciones incluyen dummies individuales y trimestrales.

Entre paréntesis el valor del estadístico t. Debajo del valor de los tests de Sargan y de la h de Durbin, el grado de significatividad.

generales, su análisis apoya las conclusiones obtenidas con el anterior criterio de selección de la muestra. En ese sentido, el contraste de exceso de sensibilidad confirma los resultados previos: la renta juega un papel importante en la explicación del consumo para la muestra de individuos restringidos, lo cual no sucede con la muestra complementaria. Con todo, cabe hacer dos matizaciones importantes: en primer lugar, la significatividad de la renta para la primera muestra se reduce notablemente con respecto a la del Cuadro 1.1; en segundo término, su signo pasa a ser negativo para la segunda. Podemos concluir que, en el caso de la muestra de individuos sujetos a restricciones de liquidez, la ganancia en el tamaño medio se produce por la incorporación de individuos no restringidos, lo que justifica la evidencia de un menor exceso de sensibilidad. Por lo que respecta a la muestra de individuos presuntamente no restringidos, sigue mostrando un mejor ajuste al modelo teórico, si bien los resultados son en este caso muy pobres, posiblemente por el incremento en el sesgo por error de medida, habida cuenta de que el número medio de individuos de cada cohorte se ha reducido con respecto a la selección anterior. En concreto, adviértase que prácticamente ninguna de las variables es significativa para el grupo de altos alquileres en relación a los ingresos totales. Por otra parte, si se considera que el sesgo por error de medida tendrá un reflejo en los residuos de las estimaciones, obsérvese que la suma de los cuadrados de los mismos para esta muestra es menor en todos los casos con el criterio de selección reducido, sucediendo lo contrario para la muestra complementaria. Podemos concluir, por tanto, que los pobres resultados obtenidos invalidan esta selección, siendo la separación de las muestras generada por el criterio del 10% la más adecuada, a pesar de que a lo largo del resto del trabajo se compararán, en cada caso, los resultados obtenidos con ambos criterios.

En los Cuadros 2.1 y 2.2 se presentan los resultados obtenidos para el consumo de bienes no duraderos. Con el criterio de selección muestral del 10% las conclusiones son muy similares a las comentadas para el Cuadro 1.1, aunque el exceso de sensibilidad es más acusado para la muestra de individuos sujetos a restricciones de liquidez<sup>14</sup>. La influencia de la variación del número de miembros del hogar en el consumo para ambas muestras resulta muy llamativa;

---

<sup>14</sup> La evidencia de un mayor exceso de sensibilidad en esta categoría de consumo, para los individuos restringidos en liquidez, del que muestran en su consumo total contrasta con los resultados del capítulo anterior, donde el exceso de sensibilidad sólo se evidencia para el agregado de consumo más amplio. Dado que los contrastes en dicho capítulo se realizan sin separar las muestras según la presunción de sujeción a restricciones de liquidez, la conclusión obvia es que los problemas de agregación son un factor muy importante en este tipo de estudios.

**CUADRO 1.2: CONTRASTE DE EXCESO DE SENSIBILIDAD PARA EL CONSUMO TOTAL.**  
**CRITERIO DE SELECCION MUESTRAL: 15%**

	<u>Bajos alquileres en vivienda en relación a los ing.</u>				<u>Altos alquileres en vivienda en relación a los ing.</u>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LnC(t-1)	0,954 (2.752)	0,789 (4.871)	0,367 (1.083)	0,095 (0.401)	0,474 (1.364)	0,481 (1.484)	1,673 (0.941)	1,331 (0.817)
Ln[P(t)/P(t-1)]	-0,035 (-0.019)	-0,298 (-0.179)	1,452 (0.954)	2,166 (1.562)	0,105 (0.061)	0,108 (0.065)	-2,736 (-0.582)	-1,820 (-0.456)
Ln[1+R(t)]	6,043 (0.866)	2,546 (0.683)	-4,325 (-0.619)	-8,982 (-1.797)	1,676 (0.474)	2,058 (0.656)	11,047 (0.798)	7,583 (0.723)
Ed(t)-Ed(t-1)		0,046 (0.211)		0,204 (1.727)		0,012 (0.171)		0,057 (0.445)
Ed(t)	-0,022 (-0.528)		-0,010 (-0.419)		0,006 (0.666)		-0,002 (-0.115)	
Ln[Nm(t)-Nm(t-1)]	-0,816 (-1.304)	-0,817 (-1.600)	-0,363 (-0.885)	0,003 (0.008)	0,090 (0.245)	0,185 (0.467)	-0,337 (-0.373)	-0,194 (-0.208)
Ln[N14(t)-N14(t-1)]	1,209 (1.122)	1,348 (1.361)	0,324 (0.433)	-0,348 (-0.456)	0,270 (0.623)	0,143 (0.274)	0,859 (0.766)	0,690 (0.538)
Ed2(t)-Ed2(t-1)		-0,001 (-0.476)		-0,002 (-1.880)		-0,000 (-0.043)		-0,001 (-0.427)
LnY(t-1)			0,746 (1.895)	1,041 (2.878)			-1,066 (-0.720)	-0,717 (-0.563)
R	0,742	0,752	0,925	0,926	0,877	0,878	0,663	0,763
SEE	0,131	0,128	0,071	0,070	0,105	0,105	0,134	0,125
SSR	3,449	3,298	0,994	0,976	2,227	2,204	5,834	4,169
D-W	2,777	2,727	2,682	2,228	2,293	2,323	2,620	2,623
SARGAN	1,313 0,519	2,162 0,339	0,727 0,394	0,767 0,381	1,136 0,567	1,001 0,606	0,008 0,931	0,265 0,606
h de Durbin	-7,931 0,000	-5,726 0,000	-5,465 0,000	-1,765 0,078	-2,619 0,009	-2,811 0,005	-5,808 0,000	-7,028 0,000
N° obs.	280	280	280	280	280	280	280	280

**CUADRO 2.1: CONTRASTE DE EXCESO DE SENSIBILIDAD PARA EL CONSUMO DE NO DURADEROS.**  
**CRITERIO DE SELECCION MUESTRAL: 10%**

	Bajos alquileres en vivienda en relación a los ing.				Altos alquileres en vivienda en relación a los ing.			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LnC(t-1)	0,504 (2.430)	0,454 (1.968)	0,028 (0.164)	0,098 (0.555)	0,638 (1.911)	0,805 (2.775)	-0,025 (-0.022)	-0,490 (-0.284)
Ln[P(t)/P(t-1)]	-0,660 (-0.278)	-3,143 (-0.827)	1,628 (0.795)	1,848 (0.742)	-1,557 (-0.837)	-1,569 (-0.802)	2,679 (0.363)	5,359 (0.598)
Ln[1+R(t)]	-3,322 (-0.472)	3,927 (0.481)	-5,949 (-1.259)	-4,689 (-0.899)	2,286 (0.387)	2,352 (0.739)	-2,366 (-0.175)	-6,590 (-0.804)
Ed(t)-Ed(t-1)		0,159 (1.229)		0,127 (1.481)		0,058 (0.837)		-0,082 (-0.352)
Ed(t)	0,017 (1.425)		-0,002 (-0.237)		0,009 (0.941)		-0,003 (-0.174)	
Ln[Nm(t)-Nm(t-1)]	-0,067 (-0.245)	-0,509 (-1.445)	-0,086 (-0.475)	-0,156 (-0.696)	0,032 (0.095)	0,063 (0.179)	0,209 (0.256)	0,418 (0.432)
Ln[N14(t)-N14(t-1)]	0,056 (0.232)	0,310 (0.919)	-0,010 (-0.059)	-0,043 (-0.198)	-0,033 (-0.092)	0,007 (0.018)	0,255 (0.431)	0,306 (0.478)
Ed2(t)-Ed2(t-1)		-0,002 (-1.346)		-0,001 (-1.503)		-0,001 (-0.802)		0,001 (0.249)
LnY(t-1)			0,923 (5.252)	0,812 (4.524)			1,427 (0.620)	2,213 (0.788)
R	0,843	0,741	0,905	0,890	0,923	0,915	0,878	0,785
SEE	0,098	0,126	0,076	0,082	0,077	0,081	0,096	0,128
SSR	1,391	2,277	0,838	0,958	0,855	0,937	1,337	2,347
D-W	2,551	2,551	2,207	2,412	2,603	2,683	2,427	2,327
SARGAN	9,424 0,009	5,045 0,099	3,153 0,076	1,514 0,219	2,924 0,232	3,040 0,219	1,403 0,236	0,824 0,364
h de Durbin	-3,703 0,000	-3,851 0,000	-1,361 0,174	-2,718 0,007	-4,145 0,000	-4,643 0,000	-6,305 0,000	-8,519 0,000
Nº obs.	210	210	210	210	210	210	210	210

**CUADRO 2.2: CONTRASTE DE EXCESO DE SENSIBILIDAD PARA EL CONSUMO DE NO DURADEROS.**  
**CRITERIO DE SELECCION MUESTRAL: 15%**

	Bajos alquileres en vivienda en relación a los ing.				Altos alquileres en vivienda en relación a los ing.			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LnC(t-1)	1,004 (1.094)	0,846 (3.961)	0,094 (0.160)	0,007 (0.024)	0,896 (2.063)	0,946 (1.904)	0,856 (1.380)	0,900 (1.306)
Ln[P(t)/P(t-1)]	-2,183 (-0.870)	-1,245 (-0.574)	1,249 (0.471)	1,244 (0.563)	-1,226 (-0.603)	-0,555 (-0.212)	-0,241 (-0.112)	0,353 (0.134)
Ln[1+R(t)]	1,385 (0.179)	-1,690 (-0.251)	-6,852 (-1.046)	-6,140 (-1.132)	3,265 (0.523)	2,574 (0.345)	2,585 (0.429)	1,812 (0.251)
Ed(t)-Ed(t-1)		0,034 (0.109)		0,253 (1.067)		-0,023 (-0.259)		-0,021 (-0.202)
Ed(t)	-0,016 (-0.219)		-0,002 (-0.050)		0,000 (0.052)		-0,001 (-0.078)	
Ln[Nm(t)-Nm(t-1)]	-0,699 (-1.168)	-0,546 (-1.460)	-0,331 (-0.842)	-0,168 (-0.529)	0,255 (0.671)	0,422 (0.866)	0,341 (0.791)	0,502 (0.934)
Ln[N14(t)-N14(t-1)]	0,916 (0.629)	0,873 (0.790)	0,062 (0.071)	-0,276 (-0.306)	-0,040 (-0.126)	-0,212 (-0.478)	-0,098 (-0.280)	-0,250 (-0.516)
Ed2(t)-Ed2(t-1)		-0,001 (-0.261)		-0,003 (-1.176)		0,000 (0.327)		0,000 (0.267)
LnY(t-1)			0,861 (2.361)	0,923 (2.789)			0,148 (0.248)	0,166 (0.231)
R	0,775	0,825	0,909	0,903	0,870	0,816	0,841	0,774
SEE	0,116	0,102	0,074	0,076	0,100	0,118	0,110	0,131
SSR	1,956	1,505	0,781	0,833	1,438	2,019	1,748	2,459
D-W	2,965	2,923	2,619	2,497	2,746	2,808	2,760	2,816
SARGAN	3,080 0,214	4,017 0,134	0,623 0,430	0,344 0,558	5,635 0,060	4,637 0,098	5,786 0,016	4,401 0,036
h de Durbin	-8,459 0,000	-6,239 0,000	-4,858 0,000	-3,384 0,001	-5,837 0,000	-8,084 0,000	-6,540 0,000	-9,841 0,000
N° obs.	210	210	210	210	210	210	210	210

mientras que, como era de esperar, presenta un signo positivo en el caso de los individuos no restringidos, ocurre lo contrario en la otra muestra. Tampoco la edad muestra una influencia clara. En cualquier caso, los resultados apuntan comportamientos de consumo muy diferentes, incluso divergentes, entre ambos tipos de individuos. Por lo que respecta al criterio de selección muestral del 15%, se mantienen las conclusiones que mencionábamos en el caso del consumo total; en ese sentido, la evidencia que proporciona el Cuadro 2.2, dada la pobreza de los resultados, no puede considerarse seriamente, aunque apoya las conclusiones previas de exceso de sensibilidad en la muestra restringida. De forma general, con cualquiera de los dos criterios de selección, y con cualquiera de las dos categorías de consumo consideradas, la evidencia es menos favorable a la no estacionariedad del consumo cuanto más sensible es éste a la renta, como cabía esperar. En cualquier caso, el consumo total no muestra un comportamiento claramente no estacionario, ni siquiera para las muestras de individuos no restringidos.

Las conclusiones derivadas de la aplicación de este primer contraste de exceso de sensibilidad parecen, pues, bastante sólidas. Dicho fenómeno se da muy claramente en las muestras de individuos de las que esperaríamos a priori que padeciesen restricciones de liquidez, dados los bajos valores de su riqueza no humana, medida por el valor del alquiler de la vivienda en relación a la renta. Al mismo tiempo, las muestras de individuos presumiblemente no sujetos a tales restricciones, de acuerdo con el mismo criterio, evidencian un comportamiento más acorde con el modelo teórico de la renta permanente con expectativas racionales. Ello sugiere que el principal problema en el ajuste del modelo a los datos radica en el supuesto del consumidor representativo, dadas las diferencias encontradas en los resultados del contraste de exceso de sensibilidad para distintas muestras. Dicho contraste avala el rechazo del modelo para individuos con bajos valores en su riqueza no humana, aunque no permite avanzar ninguna alternativa teórica al mismo. No obstante, dada la elevada correlación negativa entre aquella variable y la sujeción a restricciones de liquidez, cabe pensar que tales restricciones deberían constituir una parte muy importante de cualquier intento de racionalización. A continuación vamos a intentar esclarecer más detalladamente las razones del rechazo del modelo a través del contraste propuesto por Zeldes.

En el Cuadro 3 se presentan los valores estimados del multiplicador de Lagrange asociado a las restricciones de liquidez para el consumo total, con las dos especificaciones consideradas para la edad. Los multiplicadores obtenidos para la muestra de individuos presuntamente restringidos reflejan las diferencias existentes entre los consumos efectivo y teórico, siendo éste último el que estos individuos verificarían si ajustasen su comportamiento al modelo de la renta permanente. Como ya se indicó previamente, dicho nivel teórico de consumo se obtiene imponiendo sobre esta muestra los parámetros resultantes de nuestro primer contraste para la muestra no restringida, de la que ya se ha comprobado que verifica el modelo, para realizar una predicción por el procedimiento habitual. En dicho Cuadro se presentan los valores estimados con distintos efectos individuales, siendo la característica más relevante el signo siempre positivo del multiplicador. Como señala Zeldes, si la función de utilidad es separable, este multiplicador deberá ser positivo, indicando que el consumo actual es inferior al nivel que resultaría del cumplimiento del modelo y, por lo tanto, dará lugar a bajopredicciones del consumo futuro. Los multiplicadores de Lagrange son significativos y su valor muy elevado. En caso de que en su cálculo se utilicen los efectos individuales del modelo que incluye la renta, dicho valor nunca es inferior al 50% del consumo efectivo, alcanzando cifras superiores al 70% en alguna ocasión, mientras que si los efectos empleados son los derivados del modelo que no incluye la renta, oscila en torno al 20%. Obsérvese que el valor del multiplicador es siempre más pequeño cuando en su cálculo se han utilizado los efectos individuales que no contienen la renta; una posible explicación puede encontrarse en el hecho de que esta variable guarda una elevada correlación con el multiplicador y, por lo tanto, su incorporación en la obtención de los efectos podría estar minorando la parte no explicada del nivel de consumo debido a las mismas. En cualquier caso, esta circunstancia no resta importancia a la principal conclusión de los resultados del Cuadro 3, cual es la muy notable diferencia entre los valores efectivos y teóricos, que evidencia un ajuste realmente pobre del modelo para la muestra de individuos restringidos. Resta analizar una cuestión importante: la comparación de los valores obtenidos para el multiplicador con las predicciones realizadas con distintas muestras. En un principio, cabe esperar que el valor más elevado del mismo, dada la evidencia de los Cuadros 1.1 a 2.2, se obtenga para el criterio de selección de muestra del 10%, especialmente cuando la predicción se efectúa con los parámetros obtenidos para las muestras de individuos no restringidos con el criterio de selección del 15%. Sin embargo, como se puede apreciar en el Cuadro 3, la evidencia es contradictoria; la razón puede estar en el agravamiento

**CUADRO 3: ESTIMACION DEL VALOR DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE. CONSUMO TOTAL****A.- Especificación del nivel de la edad.**

	Efectos individuales con renta			Efectos individuales sin renta		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Lambda(i,t)	5,698	3,932	4,707	2,725	2,296	1,734
t-ratio	309,978	348,581	330,093	133,608	140,856	107,747
% s/ C(t)	73,53	50,785	60,782	35,183	29,653	22,392

**B.- Especificación del nivel de la diferencia de la edad y su cuadrado.**

	Efectos individuales con renta			Efectos individuales sin renta		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Lambda(i,t)	4,493	4,661	4,045	1,236	2,159	0,787
t-ratio	432,905	489,485	421,343	175,384	321,192	118,704
% s/ C(t)	58,01	60,207	52,224	15,953	27,892	10,167

Nota: Las columnas hacen referencia a las siguientes predicciones:

(1) Predicción para los individuos presuntamente racionados en la selección del 10% de alquileres frente a los ingresos totales.

(2) Predicción para los individuos presuntamente racionados en la selección del 15% de alquileres frente a los ingresos totales.

(3) Predicción para los individuos presuntamente racionados en la selección del 10% de alquileres frente a los ingresos totales, con los parámetros de la selección del 15%.

**CUADRO 4: ESTIMACION DEL VALOR DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE. CONSUMO DE NO DURADEROS.****A.- Especificación del nivel de la edad.**

	Efectos individuales con renta			Efectos individuales sin renta		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Lambda(i,t)	1,970	-0,213	-0,227	-0,670	-0,562	-2,867
t-ratio	280,552	-110,275	-27,321	-95,184	-55,297	-200,985
% s/ C(t)	25,399	-2,742	-2,925	-8,638	-7,250	-36,963

**B.- Especificación del nivel de la diferencia de la edad y su cuadrado.**

	Efectos individuales con renta			Efectos individuales sin renta		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Lambda(i,t)	0,915	0,006	-0,117	-2,539	-0,751	-3,571
t-ratio	154,109	16,033	-12,478	-317,484	-198,892	-323,215
% s/ C(t)	11,800	0,073	-1,507	-32,740	-9,695	-46,046

Nota: Las columnas hacen referencia a las siguientes predicciones:

(1) Predicción para los individuos presuntamente racionados en la selección del 10% de alquileres frente a los ingresos totales.

(2) Predicción para los individuos presuntamente racionados en la selección del 15% de alquileres frente a los ingresos totales.

(3) Predicción para los individuos presuntamente racionados en la selección del 10% de alquileres frente a los ingresos totales, con los parámetros de la selección del 15%.

del error de medida en la obtención de dichas muestras, como ya se ha mencionado anteriormente.

En el Cuadro 4 se presentan las mismas estimaciones para el consumo de bienes no duraderos. Lo más significativo de estos resultados es que la cuantía de los multiplicadores es notablemente más reducida que para el consumo total, hasta el punto de que, en algunos casos, la caída en el multiplicador estimado, por comparación con los valores que se obtenían para aquél, oscila en torno a un 40% del nivel de consumo. En contra de lo esperado, los multiplicadores son mayoritariamente negativos, excepto en algunos casos en los que las estimaciones emplean efectos individuales que contienen la renta. Esta circunstancia, aun evidenciando comportamientos distintos a los que explica el modelo teórico, no implica necesariamente que existan restricciones de liquidez en el consumo analizado, ya que nos encontraríamos con niveles del mismo por encima de lo que aquél puede explicar y, por lo tanto, a sobrepredicciones de su valor futuro a partir del actual. No obstante, debe tenerse en cuenta que los valores absolutos más elevados del multiplicador se obtienen cuando en su cálculo se emplean los efectos individuales que no contienen la renta, al contrario de lo que ocurría para el consumo total, lo cual nos hace pensar que, en este caso, podría darse un efecto contrario al que señalábamos para aquél. Por otra parte, obsérvese que estos valores absolutos son, por lo general, considerablemente reducidos en relación a los resultados obtenidos para el consumo total, lo cual indica que la bajopredicción es de poca entidad. Todo ello confirma la tesis de ausencia de restricciones de liquidez en el consumo de bienes no duraderos, con lo que se hace necesaria una explicación para la evidencia de exceso de sensibilidad detectada en el mismo.

Chah, Ramey y Starr (1992) formulan un modelo en el que las restricciones de liquidez se producen en el consumo de bienes duraderos, aunque repercuten en el consumo de bienes no duraderos debido a la ausencia de separabilidad en la utilidad total, y que permite explicar las diferencias encontradas entre los multiplicadores obtenidos para estas categorías de bienes<sup>15</sup>.

---

<sup>15</sup> El tipo concreto de restricción de liquidez que consideran estos autores viene dada por la siguiente expresión:

$$A_{i,t} + \beta P_d K_{i,t} \geq 0$$

donde  $P_d$  es el precio relativo de los bienes duraderos frente a los no duraderos;  $K_{i,t}$  es el stock de bienes duraderos al final del período  $t$ ; y  $\beta$  es la fracción del consumo de este tipo de bienes que puede ser financiado externamente. El subíndice  $i$  hace referencia a la economía doméstica.

En tales condiciones, estos autores demuestran que los aumentos previstos en la renta, y por tanto en el nivel sostenible de gasto, irán precedidos por una reducción en el consumo de bienes duraderos generada por el retraso en la renovación de los mismos, con lo que las economías domésticas mantendrán unos stocks de estos bienes excesivamente depreciados. Al mismo tiempo, aumentará el consumo en bienes no duraderos, alentado por el aumento previsto en el nivel de renta. Alternativamente, si no existen restricciones de liquidez, los incrementos esperados de renta estarán precedidos por elevaciones del gasto en bienes duraderos. Así, existan o no dichas restricciones, este modelo implica que los incrementos en el consumo de bienes duraderos y no duraderos son predecibles a partir de las variaciones en el consumo de ambos, hipótesis contrastada por los autores con datos macroeconómicos.

El modelo de Chah, Ramey y Starr (1992) también tiene implicaciones en el terreno microeconómico. Si el consumo de bienes duraderos está sujeto a restricciones de liquidez, la relación marginal de sustitución intratemporal entre ambos tipos de bienes se verá alterada con respecto al caso en que éstas no existan, pues el precio sombra de aquéllos en relación a los no duraderos se verá modificado<sup>16</sup>. La utilidad marginal de los bienes no duraderos será baja en relación a la de los bienes duraderos, con lo cual el consumo de aquéllos deberá crecer en relación al de éstos, siempre que la función de utilidad sea de buen comportamiento<sup>17</sup>. En otros términos, cuando exista una expectativa de incremento futuro de ingreso, el consumo de bienes duraderos caerá, no sólo por debajo del nivel que implica el cumplimiento del modelo, sino también por debajo de sus niveles previos, mientras que el consumo de no duraderos aumentará simultáneamente, y sin que esté directamente sujeto a restricciones de liquidez. De esta forma,

---

<sup>16</sup> Estos autores demuestran que la combinación de las condiciones de primer orden para el consumo de ambos tipos de bienes, cuando la restricción de liquidez es como figura en la nota anterior, resulta en la siguiente expresión (se han suprimido los subíndices individuales para mayor claridad):

$$U_{nd,t} = \frac{1+r}{r+\delta} \frac{1}{P_d} U_{d,t} + \frac{\beta(1+r) - (1-\delta)}{r+\delta} \lambda_t$$

donde  $U_i$  es la utilidad marginal del consumo de que se trate y el subíndice  $i$  hace referencia al tipo de bienes ( $nd$  para los no duraderos y  $d$  para los duraderos);  $r$  y  $\delta$  son el tipo de interés y la tasa de depreciación física de los bienes duraderos. Obsérvese que signo del coeficiente del multiplicador en esta expresión está indeterminado en función de los valores relativos de  $\beta$ , la fracción del gasto en bienes duraderos que se puede financiar externamente,  $r$  y  $\delta$ .

<sup>17</sup> Es preciso notar que, tanto la hipótesis de Zeldes (1989a) como la de Chah, Ramey y Starr (1992), descansan en el supuesto de convexidad de la función de utilidad marginal, que permite establecer una relación inmediata entre la repercusión de las restricciones de liquidez, y nivel de consumo.

en los términos de nuestro contraste para el cálculo del multiplicador, esta hipótesis establece que las diferencias entre los niveles de consumo observados y los predichos por la teoría serán mucho menores en el caso de los bienes no duraderos que en el de los duraderos y, por lo tanto, empíricamente deberían observarse multiplicadores de Lagrange mucho menores para los primeros. En conclusión, cuando se considera que las restricciones de liquidez pueden tener una repercusión diferenciada según el tipo de bienes considerado y se introducen las interrelaciones entre el consumo de distintas categorías de bienes, el análisis se enriquece considerablemente, remitiendo en última instancia al problema de la separabilidad, que está actualmente en el centro del debate empírico.

A la luz de estas consideraciones, el análisis de los resultados del Cuadro 4 resulta ilustrativo, cargándose de sentido los anteriormente comentados del Cuadro 3. El hecho de que los valores de los multiplicadores de Lagrange para el consumo de bienes no duraderos sean inferiores a los obtenidos para el consumo total, y negativos en muchos de los casos, puede tomarse como evidencia favorable a la tesis de que las restricciones de liquidez se producen, fundamentalmente, en el consumo de bienes duraderos y es, al mismo tiempo, un reflejo de la existencia de no separabilidades en el consumo entre ambos tipos de bienes. Existe un argumento adicional para la observación de multiplicadores negativos en el consumo de bienes no duraderos, también adelantada por Chah, Ramey y Starr (1992), que se basa en la existencia de desfases temporales en el ajuste del consumo de distintas categorías de bienes ante aumentos esperados de renta en ausencia de restricciones de liquidez; es decir, es posible que los individuos no restringidos en liquidez retrasen el incremento en su consumo de bienes no duraderos si no están dispuestos a postergar su consumo en bienes duraderos, debido al mayor gasto que suponen éstos. Si es así, dado que los individuos restringidos en liquidez harán crecer su consumo en bienes no duraderos, de acuerdo con lo expuesto anteriormente, y dado que se están usando los niveles de consumo de los primeros para predecir los de éstos últimos, los multiplicadores estimados serían negativos<sup>18</sup>. Por último, obsérvese que los valores de los

---

<sup>18</sup> El resultado de Zeldes (1989a) para la economía norteamericana, para la que encuentra un multiplicador positivo en el consumo de alimentación, parece contradictorio con esta hipótesis, aunque existen dos razones que pueden explicar esta contradicción. En primer lugar, Zeldes calcula los multiplicadores sobre el incremento del consumo, al imponer la no estacionariedad, y no sobre su nivel, como ya se señaló anteriormente. En segundo lugar, el consumo en alimentación es, posiblemente, la única partida de la que no esperaríamos que verificará la hipótesis de Chah, Ramey y Starr (1992), dada su relativamente elevada inelasticidad-renta.

multiplicadores se ordenan de forma consistente con los resultados de los contrastes de exceso de sensibilidad. Recuérdese que el criterio de selección muestral del 10% daba lugar a una buena separación entre individuos restringidos en liquidez y no restringidos, mientras que la elevación del porcentaje de selección significaba incluir individuos no restringidos en la muestra de restringidos. Por ello, se esperaba una gradación en el tamaño de los distintos multiplicadores, que es precisamente lo que reflejan los resultados del Cuadro 4, con todas las reservas formuladas sobre la validez de la selección muestral con el criterio del 15%.

Finalmente, en el Cuadro 5 se regresa el multiplicador de Lagrange sobre una serie de variables relevantes. Tan sólo se ofrecen los resultados obtenidos para los multiplicadores a partir de los efectos individuales en el modelo sin renta, dado que la única diferencia entre los multiplicadores resultantes con uno u otro tipo de efecto se daba en el nivel de la serie, proporcionando iguales resultados en el análisis de regresión. La relación entre la renta y el multiplicador de Lagrange para el consumo total es positiva<sup>19</sup>. Adicionalmente, en la regresión se ha incluido también el valor del consumo desfasado, dado que nuestros multiplicadores se calculan sobre el nivel de esta variable y no sobre su diferencia. Se evidencia también una relación negativa entre el consumo desfasado y el multiplicador, lo cual sugiere que la elevación del consumo marca una caída futura de las restricciones de liquidez. El resultado más significativo del Cuadro 5 para el consumo total es la influencia negativa que presenta la edad sobre el valor del multiplicador de Lagrange, indicando que las restricciones de liquidez disminuyen con la edad. Las influencias del número de miembros del hogar y del número de éstos mayores de catorce años no son concluyentes, a la vista de los resultados obtenidos, si bien parecen, como cabría esperar, positiva y negativa, respectivamente. Se ha incluido también la variable número de perceptores del hogar, que guarda una relación positiva con el multiplicador de Lagrange, sin alterar los resultados ya comentados, y de acuerdo con la influencia que presenta la variable renta. En el caso del consumo de no duraderos, y puesto que los multiplicadores eran en este caso negativos, las variables consumo, renta desfasada y edad

---

<sup>19</sup> Zeldes (1989a) argumenta que el signo de la variable renta desfasada en esta regresión debería ser negativo, esperando que un incremento de la misma reflejará un relajamiento de las restricciones de liquidez. No obstante, él mismo señala que, dada la naturaleza del contraste realizado, la evidencia en contrario es perfectamente posible, al tiempo que gana factibilidad si la elevación de la renta es considerada como permanente y no transitoria por los individuos, y si los aumentos de esta variable son tomados por los agentes como señales de incrementos futuros de las restricciones de liquidez. En ese sentido, el signo de la renta en nuestros contrastes previos de exceso de sensibilidad era positivo, en todos los casos, para la muestra de los individuos restringidos en liquidez, lo cual apoya estas hipótesis.

**CUADRO 5: EXPLICACION DEL MULTIPLICADOR DE LAGRANGE.****A.- CONSUMO TOTAL.**

	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
C(t-1)	-0,108 (-1.094)	-0,175 (-1.643)	-0,169 (-1.751)	-0,119 (-1.211)	-0,183 (-1.712)	-0,175 (-1.765)
Y(t-1)	0,344 (3.063)	0,292 (2.301)	0,350 (2.861)	0,327 (2.892)	0,279 (2.149)	0,304 (2.421)
Ed(t)	-0,931 (-2.352)	-0,609 (-1.445)	-0,112 (-0.319)	-0,843 (-2.099)	-0,539 (-1.293)	-0,050 (-0.145)
Nm(t)	0,737 (3.180)	-0,459 (-1.684)	0,001 (0.003)	0,766 (3.276)	-0,436 (-1.603)	0,039 (0.155)
N14(t)	-0,142 (-0.637)	0,278 (1.165)	-0,028 (-0.128)	-0,299 (-1.163)	0,154 (0.582)	-0,252 (-1.069)
Nper(t)				0,203 (1.495)	0,161 (1.133)	0,284 (2.177)
R	0,202	0,097	0,103	0,206	0,097	0,117
SEE	0,097	0,108	0,081	0,097	0,108	0,081
SSR	1,887	2,324	1,322	1,867	2,311	1,296
DW	2,319	2,404	2,366	2,341	2,411	2,352
N° obs.	224	224	224	224	224	224

Nota: Estimaciones intragrupos que incluyen una tendencia y dummies trimestrales. Todas las variables en logaritmos. La numeración de las columnas tiene el mismo significado que en el Cuadro 4. Entre paréntesis, el valor del estadístico t.

**B.- CONSUMO DE NO DURADEROS.**

	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
C(t-1)	-0,527 (-5.737)	-0,760 (-7.431)	-0,794 (-8.516)	-0,538 (-5.796)	-0,769 (-7.455)	-0,815 (-8.355)
Y(t-1)	0,315 (2.614)	0,356 (2.605)	0,469 (3.471)	0,297 (2.388)	0,341 (2.468)	0,394 (2.933)
Ed(t)	-0,735 (-1.805)	-0,503 (-1.170)	-0,117 (-0.296)	-0,678 (-1.681)	-0,457 (-1.079)	-0,132 (-0.350)
Nm(t)	-0,406 (-1.842)	-0,722 (-2.850)	-0,188 (-0.794)	-0,363 (-1.602)	-0,687 (-2.702)	-0,154 (-0.654)
N14(t)	0,752 (3.499)	0,599 (2.542)	0,221 (1.045)	0,584 (1.418)	0,462 (1.733)	-0,040 (-0.177)
Nper(t)				0,209 (0.142)	0,170 (1.101)	0,378 (2.429)
R	0,216	0,289	0,229	0,221	0,290	0,250
SEE	0,086	0,098	0,077	0,086	0,098	0,075
SSR	1,181	1,527	0,925	1,165	1,516	0,894
DW	2,094	2,334	2,303	2,095	2,330	2,269
N° obs.	224	224	224	224	224	224

Nota: Estimaciones intragrupos que incluyen una tendencia y dummies trimestrales. Todas las variables en logaritmos. La numeración de las columnas tiene el mismo significado que en el Cuadro 4. Entre paréntesis, el valor del estadístico t.

guardan relaciones contrarias a las descritas. Esta interpretación no parece adecuada para la variable edad, si bien la fuerte inercia de este tipo de consumo, evidenciada tanto en el coeficiente como en la *t* de Student del consumo desfasado, apuntan que la explicación pudiera ir ligada a las restricciones de liquidez indirectas. Conviene recordar, en ese sentido, el comportamiento contradictorio y no concluyente que los contrastes de exceso de sensibilidad evidenciaban en esta variable. Por otra parte, la relación entre el multiplicador de Lagrange y el número de miembros del hogar es positiva, y negativa con el número de mayores de catorce años. Como cabía esperar, igual que ocurre con la renta, la relación entre número de perceptores y multiplicador es negativa.

**CUADRO A.1: TAMAÑO DE LAS COHORTES. MUESTRA DE INDIVIDUOS PRESUMIBLEMENTE RACIONADOS EN CREDITO.**  
AV/IT = 10%

Período	N° de clasificación de la cohorte														Tam. medio por período
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
1985.1	41	29	69	31	47	55	58	36	46	81	56	63	35	56	50
1985.2	26	38	60	26	52	50	48	34	60	71	48	49	34	42	46
1985.3	37	47	60	29	44	52	54	39	71	93	51	51	30	57	51
1985.4	37	45	75	37	43	58	59	37	59	68	47	55	35	64	51
1986.1	27	40	63	34	53	63	48	38	66	75	57	72	41	66	53
1986.2	41	27	44	20	43	50	35	45	52	77	36	67	33	46	44
1986.3	38	47	65	24	48	61	45	39	57	89	48	76	35	56	52
1986.4	48	46	76	32	61	50	52	33	47	71	40	62	49	57	52
1987.1	49	43	75	32	67	71	49	48	66	75	44	77	42	67	58
1987.2	41	38	62	34	44	57	49	48	55	74	40	60	29	42	48
1987.3	42	45	64	27	50	64	54	48	56	90	42	85	35	49	54
1987.4	51	50	61	24	41	61	48	52	61	74	40	77	35	47	52
1988.1	64	55	65	34	54	74	41	74	64	87	58	90	42	49	61
1988.2	60	47	45	28	49	56	33	51	58	71	41	77	30	45	49
1988.3	50	53	53	30	50	59	47	50	60	84	51	83	49	41	54
1988.4	43	55	51	29	58	60	43	59	47	75	43	78	33	42	51
1989.1	40	56	56	34	64	59	40	60	63	76	59	98	44	48	57
1989.2	39	53	43	38	55	57	46	47	51	61	42	77	42	44	50
1989.3	41	53	45	38	66	50	41	46	45	73	66	78	33	41	51
1989.4	36	50	52	39	55	53	45	41	57	62	55	77	38	46	50
N° med. ind.	43	46	59	31	52	58	47	46	57	76	48	73	37	50	

**CUADRO A.2: TAMAÑO DE LAS COHORTES. MUESTRA DE INDIVIDUOS PRESUMIBLEMENTE NO RACIONADOS EN CREDITO.**  
AV/IT = 10%

Período	N° de clasificación de la cohorte														Tam. medio por período
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
1985.1	47	80	82	54	87	81	51	51	79	74	98	118	64	75	74
1985.2	50	84	88	57	92	68	74	92	92	117	96	129	60	72	84
1985.3	53	74	86	69	72	73	63	77	87	110	88	131	62	81	80
1985.4	47	82	83	55	81	73	58	78	92	123	99	123	61	83	81
1986.1	53	90	82	52	78	81	48	67	79	103	71	117	53	79	75
1986.2	50	89	62	62	70	60	51	69	88	96	70	114	47	60	70
1986.3	50	66	71	51	67	76	43	71	91	88	80	113	49	64	70
1986.4	56	68	70	67	69	64	45	88	110	94	75	113	59	68	75
1987.1	50	75	73	71	71	59	47	91	82	83	68	117	57	71	73
1987.2	54	77	100	65	85	81	49	91	100	113	92	142	70	71	85
1987.3	57	72	82	65	69	70	54	88	101	105	85	121	72	58	79
1987.4	42	84	81	64	70	65	60	78	91	105	97	133	74	61	79
1988.1	48	80	69	63	62	60	53	91	86	85	77	125	62	51	72
1988.2	56	79	68	69	57	71	49	105	94	102	103	165	66	72	83
1988.3	46	68	65	60	67	64	40	91	87	98	98	125	58	53	73
1988.4	46	77	63	64	76	65	44	78	90	104	106	143	62	62	77
1989.1	54	94	60	69	77	58	46	93	87	87	88	119	66	40	74
1989.2	64	92	61	59	97	64	39	108	111	89	103	135	70	54	82
1989.3	54	86	51	62	75	51	32	119	91	93	95	133	63	48	75
1989.4	50	81	52	60	81	57	38	106	95	86	100	146	62	56	76
N° med. ind.	51	80	72	62	75	67	49	87	92	97	89	128	62	64	

**CUADRO A.3: TAMAÑO DE LAS COHORTES. MUESTRA DE INDIVIDUOS PRESUMIBLEMENTE RACIONADOS EN CREDITO.**  
AV/IT = 15%

Período	N° de clasificación de la cohorte														Tam. medio por período
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
1985.1	54	62	96	47	87	89	78	56	85	114	106	109	64	86	81
1985.2	42	69	92	46	86	80	76	67	102	116	82	95	59	67	77
1985.3	56	76	98	52	83	87	79	75	113	135	94	106	48	89	85
1985.4	53	77	106	57	84	98	82	71	99	115	95	109	57	96	86
1986.1	46	78	93	49	91	101	73	72	109	127	92	126	67	97	87
1986.2	60	83	67	41	73	74	53	70	95	113	71	118	51	66	73
1986.3	55	73	90	37	76	103	60	72	105	128	89	134	55	84	83
1986.4	65	70	102	54	93	81	78	78	103	116	78	105	76	79	84
1987.1	67	78	99	60	95	106	72	107	110	127	83	131	75	99	94
1987.2	63	72	101	55	74	97	68	92	103	124	77	115	67	77	85
1987.3	58	77	95	47	76	107	78	86	106	135	82	130	72	70	88
1987.4	67	80	94	46	69	94	79	99	108	120	75	122	72	74	86
1988.1	84	87	87	51	82	105	66	128	112	126	97	151	75	67	94
1988.2	80	72	70	55	72	94	54	104	107	106	89	136	60	72	84
1988.3	65	74	70	49	86	98	65	95	99	128	97	137	70	64	86
1988.4	59	80	70	51	92	101	69	101	83	117	93	129	57	66	84
1989.1	65	96	75	62	101	96	62	101	106	109	102	150	82	66	91
1989.2	65	85	60	52	99	95	64	90	97	87	89	133	70	66	82
1989.3	63	87	63	58	103	73	59	104	83	104	106	136	59	61	83
1989.4	56	85	70	56	83	84	67	90	94	97	95	132	66	70	82
N° med. ind.	61	77	85	51	85	93	69	88	101	117	90	125	65	76	

**CUADRO A.4: TAMAÑO DE LAS COHORTES. MUESTRA DE INDIVIDUOS PRESUMIBLEMENTE NO RACIONADOS EN CREDITO.**  
AV/IT = 15%

Período	N° de clasificación de la cohorte														Tam. medio por período
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
1985.1	34	47	55	38	47	47	31	31	40	41	48	72	35	45	44
1985.2	34	53	56	37	58	38	46	59	50	72	62	83	35	47	52
1985.3	34	45	48	46	33	38	38	41	45	68	45	74	44	49	46
1985.4	31	50	52	35	40	33	35	44	52	76	51	69	39	51	47
1986.1	34	52	52	37	40	43	23	33	36	51	36	63	27	48	41
1986.2	31	53	39	41	40	36	33	44	45	50	37	63	29	40	42
1986.3	33	40	46	38	39	34	28	38	43	49	39	55	29	36	39
1986.4	39	44	44	45	37	33	19	43	54	49	37	70	32	46	42
1987.1	32	40	49	43	43	24	24	32	38	31	29	63	24	39	37
1987.2	32	43	61	44	55	41	30	47	52	63	55	87	32	36	48
1987.3	41	40	51	45	43	27	30	40	49	60	45	76	35	37	44
1987.4	26	54	48	42	42	32	29	31	44	59	62	88	37	34	45
1988.1	28	48	47	46	34	29	28	37	38	46	38	64	29	33	39
1988.2	36	54	43	42	34	33	28	52	45	67	55	106	36	45	48
1988.3	31	47	48	41	31	25	22	46	48	54	52	71	37	30	42
1988.4	30	52	44	42	42	24	18	36	54	62	56	92	38	36	45
1989.1	29	54	41	41	40	21	24	52	44	54	45	67	28	22	40
1989.2	38	60	44	45	53	20	21	65	65	63	56	79	42	32	49
1989.3	32	52	33	42	38	28	14	61	53	62	55	75	37	28	44
1989.4	30	46	34	43	53	26	16	57	58	51	60	91	34	32	45
N° med. ind.	33	49	47	42	42	32	27	44	48	56	48	75	34	36	

## **CAPITULO 5**

---

### **AHORRO POR EL MOTIVO PRECAUCION Y RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ**

## 1.- INTRODUCCION.

Los resultados de los capítulos previos de permiten concluir que el consumo agregado español se encuentra muy alejado de los patrones de optimización intertemporal que resultan del cumplimiento del modelo de la renta permanente con expectativas racionales. De forma especial, la evidencia presentada en el cuarto capítulo indica que las restricciones de liquidez tienen un papel importante en la explicación del rechazo empírico del modelo. Todos estos resultados se han obtenido mediante la estimación de las condiciones de Euler de la decisión de consumo, que constituye el elemento fundamental en el análisis de la evolución temporal del mismo. Sin embargo, el paso siguiente en la investigación, la derivación de soluciones explícitas para el consumo agregado en función de sus determinantes exógenos, i.e. la obtención de una función agregada de consumo, se enfrenta a dificultades insalvables en el marco del modelo teórico. Como vimos en el primer capítulo, tales dificultades están asociadas a la naturaleza estocástica de la renta, que es el principal determinante de dicha función.

La imposibilidad de derivar del modelo una solución explícita contrastable empíricamente para el consumo agregado, obliga a la utilización de técnicas de simulación para obtener el consumo óptimo a partir de procesos estocásticos de la renta y, en su caso, del tipo de interés, postulados previamente. Sin embargo, esta tarea se ha revelado muy difícil en su realización práctica, dadas las limitaciones de todo tipo existentes en este terreno, sobre todo las de carácter informático. Esta es la razón de que, por regla general, los trabajos iniciales sobre este tema hayan prescindido de la consideración explícita de la incertidumbre en el análisis, planteando modelizaciones muy sencillas. Como es también la razón de que estos desarrollos se hayan producido con notable retraso con respecto al trabajo de Hall (1978). En cualquier caso, debe tenerse presente que la finalidad de este tipo de trabajos no era otra que obtener el mismo tipo de resultados que se hubieran podido alcanzar mediante el computo de las funciones de consumo correspondientes<sup>1</sup>.

En el presente trabajo se realiza un ejercicio de simulación de estas características,

---

<sup>1</sup> Ejemplos representativos de estos trabajos iniciales son Blinder y Deaton (1985), Hubbard y Judd (1986) y Barsky, Mankiw y Zeldes (1986).

a partir de los resultados obtenidos en la estimación, con datos de un pseudo-panel de la ECPF, de las ecuaciones de Euler de la optimización intertemporal del consumo. Dado que dichos resultados confieren un papel importante a las restricciones de liquidez en el rechazo del modelo, la técnica empleada para la simulación del nivel de consumo exigirá, simultáneamente, tanto el cumplimiento de la ecuación de Euler del consumo, imponiendo los parámetros estimados de la misma, como el de una restricción de liquidez que opera como un límite máximo al consumo individual en cada período<sup>2</sup>, de acuerdo con la metodología propuesta en Deaton (1991), y ya aplicada a pseudo-paneles de datos por Attanasio, Banks, Meghir y Weber (1994).

Parece necesario señalar que el trabajo ha sido altamente complejo, tanto en el terreno de los datos, que están integrados por pseudo-paneles extraídos de la ECPF, como en el de la aplicación de la técnica concreta de simulación utilizada, que tiene en cuenta tanto las características intrínsecas de los procesos estadísticos de renta y tipo de interés, como la coherencia temporal necesaria de las decisiones de consumo, al exigir el cumplimiento de la condición de Euler correspondiente, como ya hemos señalado, así como la satisfacción de la restricción presupuestaria intertemporal a lo largo de los períodos simulados. Por esta razón, en este capítulo se presentan unos primeros resultados de simulación diseñados para evaluar la incidencia sobre el ahorro de algunas variables fundamentales, como son el tipo de interés y su relación con la tasa de preferencia temporal, la incertidumbre y los determinantes del proceso estocástico de la renta disponible. La utilización de estos resultados en simulaciones más complejas y realistas, así como su extrapolación a la estructura demográfica española, sobrepasan el ámbito de este trabajo, aunque constituyen la finalidad última del enfoque adoptado.

La estructura del trabajo es como sigue. En la segunda sección, se resume el modelo teórico y se introduce el procedimiento de simulación. En la tercera, se describen las

---

<sup>2</sup> La compatibilización de ambas no debe sorprender. Las limitaciones que las restricciones de liquidez imponen a la optimización intertemporal del consumo no son incompatibles con comportamientos individuales de "optimización" que tengan en cuenta dichas limitaciones. En ese sentido, deben recordarse trabajos como el de Mariger (1987), donde las restricciones de liquidez son endógenas y tienen el efecto de acortar el horizonte de planificación individual. No debe confundirse, en ningún caso, la violación del modelo que suponen las restricciones de liquidez, con la que suponen comportamientos míopicos, tales como los propuestos en el trabajo de Campbell y Mankiw (1989).

estimaciones de las ecuaciones de Euler en base a un pseudo-panel de la ECPF, así como las ecuaciones auxiliares necesarias en el proceso de simulación. Finalmente, la cuarta sección resume los principales resultados de algunos de estos ejercicios.

## 2.- SIMULACION DE UN MODELO DE CICLO VITAL.

### 2.1.- Marco teórico.

En este apartado presentamos el modelo básico de ciclo vital en presencia de restricciones de liquidez, como paso previo a la descripción de las técnicas de simulación empleadas en la obtención de los perfiles temporales de consumo. Como se puede comprobar, el modelo de partida es el mismo del capítulo anterior, al margen de la constancia de la tasa de preferencia temporal y del tipo de interés, por lo que abreviaremos la exposición a los elementos fundamentales del mismo. Consideramos que el consumidor se plantea en el período  $t$  el siguiente problema de optimización:

$$\max E_t \sum_{j=0}^{T-t} \left( \frac{1}{1+\delta_{i,t+j}} \right)^j U(C_{i,t+j}, \theta_{i,t+j}) \quad (1)$$

sujeto a la siguiente restricción presupuestaria intertemporal:

$$A_{i,t+j+1} = (1+r_{t+j}) \cdot [A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j}] \quad (2)$$

y a las necesarias y habituales restricciones de no negatividad

$$C_{i,t+j} \geq 0 \quad (3)$$

$$j = 0, \dots, T-t-1$$

$$A_{iT} \geq 0 \quad (4)$$

dónde los subíndices  $i$  y  $j$  hacen referencia a la economía doméstica y al período temporal, respectivamente;  $U(\cdot)$  es la función de utilidad uniperíodo;  $C_{i,t}$  es el consumo real;  $\theta_{i,t}$  es una perturbación de preferencias que contiene variables demográficas de los hogares;  $\delta_{i,t}$  es la tasa de preferencia temporal de la economía doméstica;  $A_{i,t}$  es la riqueza real no humana de la misma al comienzo del período  $t$ , que se materializa en el único activo disponible de la economía;  $r_t$  es el tipo de interés real después de impuestos que proporciona dicho activo

entre los períodos  $t$  y  $t+1$ , e  $Y_t$  es la renta disponible del período en términos reales.  $E_t$  es el operador esperanza matemática condicionado al conjunto de información disponible en el momento  $t$ .

Como vimos en el capítulo anterior, si el consumidor se enfrenta a restricciones de liquidez, éstas se traducirán, desde el punto de vista analítico, en la adición de las siguientes condiciones sobre el anterior problema de optimización:

$$A_{t,t+k} \geq 0, \quad k=0, \dots, T-t-1 \quad (5)$$

que supondrán la aparición de un nuevo multiplicador de Lagrange en la condición de Euler del consumo. Las señaladas dificultades inherentes a la obtención de una función de consumo a partir de dicha condición de Euler, en presencia o en ausencia de restricciones de liquidez, son bien conocidas y están asociadas a la necesidad de postular un proceso estocástico concreto para la renta. Debe, además, tenerse en cuenta que la mayor complejidad en dicho proceso está habitualmente acompañado de la obtención de soluciones técnicamente intratables, por lo que los ejercicios realizados con esta finalidad sólo consideran las opciones más simples. Como ya hemos mencionado, frente a estas dificultades los trabajos de simulación son una opción válida para obtener resultados comparables a los que proporcionaría una función de consumo, en principio con su misma potencialidad. En este trabajo se pretende realizar uno de estos ejercicios, siguiendo la metodología de Deaton (1991) y Attanasio et al. (1994).

Los trabajos de simulación previos al de Deaton, como son, fundamentalmente, Barsky, Mankiw y Zeldes (1986), Skinner (1988) y Zeldes (1989b), difieren de aquél en que no consideran la repercusión de las restricciones de liquidez en el consumo individual, al tiempo que parten del supuesto de igualdad entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés, por más que evalúen la plausibilidad de supuestos alternativos a la luz de los resultados que obtienen. Por otra parte, los estudios posteriores al de Deaton, entre los que podemos señalar Attanasio et al. (1994) y Hubbard et al. (1993), aplican un análisis similar al suyo al imponer los parámetros estimados de la ecuación de Euler y considerar una tasa variable de preferencia temporal.

Deaton señala que el límite máximo en cada período al consumo de un individuo que se enfrenta a restricciones de liquidez vendrá dado por la suma de la riqueza no humana acumulada hasta ese momento y la renta percibida en el mismo, variable que denomina "cash in hand"<sup>3</sup> y denota por  $X_{i,t}$ . Es decir:

$$X_{i,t} = A_{i,t} + Y_{i,t} \quad (6)$$

Tal y como veíamos en el capítulo anterior, suponiendo que la función de utilidad marginal es cóncava, se planteará una asimetría en cuanto a la ecuación de Euler a aplicar, dependiendo de que el consumidor se enfrente o no a dicha restricción. Esta asimetría se refleja en la siguiente expresión, en la que, sin pérdida de generalidad, se ha omitido la perturbación de preferencias para facilitar la notación:

$$U'(C_{i,t}) = \max \left[ U'(X_{i,t}), \frac{(1+r_t)}{(1+\delta_{i,t})} E_t U'(C_{i,t+1}) \right] \quad (7)$$

Si el consumidor se enfrenta a restricciones de liquidez, su consumo no podrá exceder del valor de  $X_{i,t}$ , y la utilidad marginal del mismo no podrá ser inferior a  $U'(X_{i,t})$ , que será superior al segundo argumento de la anterior función de máximo<sup>4</sup>. En caso contrario,  $X_{i,t}$  no será operativa, y el consumidor optimizará libremente, verificándose la ecuación de Euler en forma estándar.

Por otra parte, dada la evolución de las tenencias del activo por la economía doméstica, la variable "cash in hand" puede expresarse como:

---

<sup>3</sup> La expresión "cash in hand" podría haberse traducido al castellano por "disponible", su significado literal, o alguna expresión similar. Sin embargo, hemos optado por mantener la expresión anglosajona porque creemos que es más general que cualquier denominación en castellano, que, por regla general, no da una idea exacta de su contenido, pues no engloba el monto de la riqueza de la economía doméstica.

<sup>4</sup> Nótese que

$$U'(X_{i,t}) = E_t \frac{(1+r_t)}{(1+\delta_{i,t})} U'(C_{i,t+1}) + \beta_{i,t}$$

donde  $\beta_{i,t}$  es el multiplicador de Lagrange asociado a las restricciones de liquidez, de acuerdo con el modelo de Zeldes (1989a). Véase la ecuación (6) del capítulo anterior.

$$X_{i,t+1} = (1+r_t) (X_{i,t} - C_{i,t}) + Y_{i,t+1} \quad (8)$$

es decir, en cada período de tiempo, su valor estará determinado por el ahorro pasado, debidamente capitalizado, y la renta percibida en el mismo.

Obsérvese que la expresión (8) proporciona una relación entre la variable  $X_{i,t}$  y el consumo del individuo,  $C_{i,t}$ , relación que podemos expresar como:

$$C_{i,t} = f(X_{i,t}) \quad (9)$$

en cuyo caso la expresión (8) pasa a ser:

$$X_{i,t+1} = (1+r_t) (X_{i,t} - f(X_{i,t})) + Y_{i,t+1} \quad (10)$$

proporcionando un método para la simulación de la evolución del consumo, dados unos supuestos sobre renta y tipo de interés. De esta forma, es posible razonar en términos de la existencia de un nivel óptimo estocástico del consumo individual, dependiendo del valor de  $X_{i,t}$ . De hecho, dada la expresión (10) y suponiendo  $r_t=r$  para todo  $t$  fijo, y que la renta se distribuye independiente e idénticamente, la única variable de estado del problema de optimización sería el cash in hand.

Si denominamos  $\lambda$  a la función de utilidad marginal del consumo, dada la función de utilidad, y  $p$  a la función compuesta  $\lambda \circ f$ , cualquier solución estacionaria al problema de optimización deberá satisfacer la siguiente expresión<sup>5</sup>:

$$p(X_{i,t}) = \max \left[ \lambda(X_{i,t}), \frac{(1+r_t)}{(1+\delta_{i,t})} \int p \{ (1+r_t)(X_{i,t} - \lambda^{-1}p(X_{i,t})) + Y_{i,t+1} \} dF(Y) \right] \quad (11)$$

que se ha obtenido a partir de las expresiones (7), (9) y (10). La solución proporcionada por la expresión (11), caso de que exista, se puede utilizar para caracterizar tanto la utilidad marginal del consumo como la función  $f$ , lo cual permite obtener el valor del nivel del consumo óptimo en el período  $t$ , evaluando las integrales en dicha expresión. Nótese en este caso que la función  $f$ , que liga la evolución del consumo y del "cash in hand", variará con

<sup>5</sup> Véase Deaton (1991) y Deaton y Laroque (1992).

el tiempo, fundamentalmente como resultado de la alteración de las preferencias de la economía doméstica con la edad. Así, la solución al problema de simulación consiste, básicamente, en la obtención de una serie de funciones  $f_{ij}$ , con  $j=t, \dots, T$  y en elegir cada período aquella función que optimiza (11).

Por otro lado, el procedimiento de simulación intenta incorporar los efectos de variables demográficas sobre el nivel de consumo. Es indudable que los patrones de consumo de las economías domésticas se alteran temporalmente en respuesta a variaciones en el número de miembros de las mismas o a alteraciones de su composición entre adultos y niños, cuando menos por razones de escala cuando éste se ve alterado. De la misma forma, se puede pensar que dichos patrones de consumo también difieren dependiendo de la categoría profesional del sustentador de la economía doméstica, o de variables como su nivel de estudios terminados, o su situación en el mercado de trabajo. En el modelo propuesto, siguiendo a Attanasio et al. (1994), este tipo de efectos en el consumo se incorporan a través de la alteración de las preferencias de la economía doméstica pero no afectan a la tasa de preferencia temporal. Si bien la modelización empleada en este terreno es muy simple, no cabe duda de que proporciona un escenario más realista del que hubiera supuesto la opción de haber ignorado este tipo de efectos.

Este análisis presenta una limitación importante en el hecho de que las simulaciones realizadas solamente tienen en cuenta el comportamiento individual hasta la fecha del retiro. Varias son las razones para ello. En primer lugar, y a pesar de que no hay evidencia para el caso español, existe en estos momentos un cierto consenso en la literatura en el sentido de que el comportamiento de consumo de los individuos jubilados no se ajusta a los postulados del modelo, dadas las altas tasas de ahorro que evidencia este grupo de población en la mayoría de los estudios realizados, a partir del estudio pionero en este terreno de Kotlikoff y Summers (1981). Las explicaciones aducidas son varias, y entre ellas cabe destacar la previsión de más elevados gastos por enfermedad, dada la relativamente mayor incertidumbre sobre el particular, una vez alcanzadas ciertas edades, y la posibilidad de que exista un deseo de realizar legados.

## 2.2.- Antecedentes.

Con carácter previo a la realización de los ejercicios de simulación, analizaremos brevemente en este subapartado algunos de los resultados teóricos y empíricos encontrados en la literatura. En todos los trabajos de simulación de los perfiles del consumo a partir de la teoría del ciclo vital hay una cuestión central en relación a los resultados que se obtienen. Esta cuestión hace referencia a los valores relativos de la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés considerados en la simulación. Es sabido que la igualdad entre ambas variables ha sido uno de los supuestos más ampliamente generalizados en la literatura sobre la teoría de la renta permanente y el consumo de ciclo vital, fundamentalmente debido a su conveniencia analítica. Sin embargo, en el momento en que se permite que ambas variables puedan tomar valores diferentes, es posible inferir conclusiones interesantes en relación a los resultados del modelo y a la evidencia empírica disponible.

Schectman (1976) ha demostrado que si  $\delta=r=0$  y el proceso de la renta es i.i.d., el consumo convergerá a la media de la renta<sup>6</sup>. Este supuesto, que es también utilizado por Hall (1978), es en principio conveniente, dado que proporciona el tipo de comportamiento compatible con la idea general de que el perfil temporal del consumo es relativamente más plano que el de la renta, y la esperada evolución temporal de campana para la riqueza. Sin embargo, tal y como hemos podido comprobar en los capítulos previos, la evidencia empírica indica claramente la existencia de una relación más estrecha entre las evoluciones de consumo y renta agregadas.

Por lo tanto, no parece razonable el mantenimiento de este supuesto. De esta forma, incluso en los trabajos que parten del mismo, como Skinner (1988) y Zeldes (1989b), se plantea también la posibilidad de que  $\delta \leq r$ . En tal caso, estamos frente a consumidores "pacientes o conservadores", caracterizados por una elevada tasa de ahorro y, por tanto, de acumulación de activos. Obviamente, las restricciones de liquidez no serían relevantes para este tipo de individuos, al mismo tiempo que la introducción de la incertidumbre no modifica, en lo sustancial, las conclusiones del modelo. Dichos autores consideran

---

<sup>6</sup> Bewley (1977) demuestra que este resultado se mantiene si se supone que la renta es, además, estacionaria.

precisamente el comportamiento de este tipo de individuos, en ausencia de restricciones de liquidez, y de nuevo los resultados que obtienen indican una tasa de acumulación de activos mayor que la que proporciona la evidencia empírica disponible. Schectman y Escudero (1977) analizan el caso en que  $\delta > r$  y la renta es i.i.d., y sus resultados muestran que, en ese caso, la conducta óptima, en ausencia de incertidumbre, sería consumir cualquier nivel inicial de riqueza e igualar, a continuación, consumo y renta.

Deaton (1991), las líneas generales de cuyo trabajo seguimos aquí, pone de manifiesto el hecho de que las restricciones de liquidez son irrelevantes para los dos primeros casos mencionados, y amplía el análisis de Schectman y Escudero (1977) al considerar la repercusión de las restricciones de liquidez sobre individuos impacientes y para distintos procesos estocásticos de la renta. En los ejercicios de simulación que realiza, la conducta óptima de un individuo con estas características es hacer crecer su consumo hasta que su cash in hand alcance valores relativamente bajos, sin que se den conductas ahorradoras hasta que no se verifique un cierto umbral mínimo de éste. De esta forma, niveles bajos de la renta, para un valor inicial dado del cash in hand implican desahorro, o bien  $C_t = Y_t$ , y lo contrario cuando aquélla sobrepasa un cierto valor máximo, lo que está más en consonancia con la evidencia empírica disponible que los resultados obtenidos con las otras hipótesis de trabajo mencionadas. Deaton extiende el análisis al caso en el cual la renta sigue un AR(1), encontrando que los resultados no se ven modificados en sus líneas generales, aunque la mayor predictibilidad del ingreso hace más sentida la repercusión de las restricciones de liquidez para los consumidores impacientes, con lo que la capacidad de la renta y el ahorro para suavizar temporalmente la evolución del consumo se ve notablemente reducida, al ajustar los individuos su consumo a la renta mucho más de lo que ocurría en el caso precedente.

Finalmente, examina el resultado cuando la renta no es estacionaria, en cuyo caso los procesos para la misma y los activos no serán tampoco estacionarios, lo que obliga a considerar un procedimiento de simulación diferente al anteriormente descrito. Los resultados que obtiene en este caso están muy alejados del comportamiento postulado por la teoría. Concretamente, la consideración conjunta de procesos de la renta autocorrelacionados no estacionarios y restricciones de liquidez, cuando los consumidores son impacientes, genera

niveles de consumo muy elevados, con altas tasas de desahorro, en las fases alcistas del ciclo, hasta el momento en que las expectativas de reducción en los ingresos fuerza a los individuos a ahorrar<sup>7</sup>, en torno al punto más álgido del ciclo económico. Deaton llama la atención sobre el hecho de que la evidencia macroeconómica disponible para Estados Unidos no apoya estas conclusiones, considerando una posible explicación los importantes problemas de agregación en este terreno<sup>8</sup>. Por último, reexamina este mismo caso, pero considerando ahora un proceso de renta consistente con la evidencia microeconómica disponible para dicho país; considera entonces un proceso MA(1) para la primera diferencia del logaritmo de la renta, a partir del trabajo de MaCurdy (1982), obteniendo unos resultados intermedios entre los que obtenía en el caso en que la renta era estacionaria y se distribuía idéntica e independientemente, y cuando se suponía que presentaba un crecimiento autocorrelacionado, pero consistentes con la evidencia microeconómica disponible y con la existencia de restricciones de liquidez para individuos impacientes.

### 2.3.- La técnica de simulación: aspectos básicos.

Tras la Crítica de Lucas, se ha producido una tendencia creciente hacia el uso de técnicas de simulación en diversos campos del análisis económico, en especial el macroeconómico. Hay, al menos dos razones, que dificultan un uso generalizado de las mismas como alternativo al contraste econométrico de la teoría. Por una parte, la dificultad para encontrar soluciones analíticas a los problemas de optimización dinámica estocástica. Por otra, el limitado desarrollo de las técnicas informáticas (algoritmos de optimización) y de equipos capaces de producir resultados en cortos intervalos de tiempo. No obstante, el avance en el desarrollo de algoritmos, técnicas numéricas y métodos no paramétricos en los últimos años ha permitido abordar algunos ejercicios de simulación útiles e interesantes. Esto ha permitido avanzar en dos direcciones principales: proporcionar valores fiables para las variables económicas relevantes y contrastar los modelos teóricos propuestos. En el caso que

---

<sup>7</sup> Deaton considera que los individuos reconocen de inmediato el cambio de tendencia.

<sup>8</sup> Debe tenerse en cuenta que la parte fundamental del ahorro será realizado por consumidores no sujetos a restricciones de liquidez, siendo de esperar que las cifras macroeconómicas reflejen, en lo fundamental, este tipo de comportamiento, mientras que Deaton simula considerando que todos los individuos están restringidos en liquidez, aunque permite valores negativos del cash in hand.

nos ocupa, el modelo presentado en las ecuaciones (10) y (11), necesitamos estimar previamente los parámetros de la ecuación de Euler en las expresiones (1) a (4). Sin embargo, esta ecuación nos proporciona una relación entre los planes óptimos de consumo en dos momentos del tiempo, por lo que para obtener algo equivalente a una función de consumo, debemos abordar un ejercicio de simulación en el que la senda resultante de consumo, representada por la ecuación (9), ha de satisfacer la ecuación de Euler y la restricción presupuestaria intertemporal.

Para simular modelos de estas características se han propuesto diversos métodos<sup>9</sup>. Entre otros, pueden citarse los siguientes: aproximaciones cuadráticas o expansiones de Taylor de segundo orden (Skinner (1988)); iteraciones sobre la propia función, en este caso la ecuación de Bellman (Deaton (1991)); iteraciones sobre la ecuación de Euler (Deaton (1991) y Attanasio et al. (1994)); o intentos de parametrizar las expectativas (Den Haan y Marcet (1990)). Cada uno de ellos presenta tanto ventajas como inconvenientes respecto a los demás. Sin embargo, antes de pasar a describir la técnica de simulación utilizada en este trabajo, es preciso plantear algunos supuestos básicos. El primero de ellos hace referencia a qué variables son consideradas endógenas y exógenas en la simulación. El propósito de contrastar como afecta la incertidumbre en la renta y en el tipo de interés al consumo, así como la necesidad de mantener la dificultad del ejercicio dentro de límites razonables, nos han obligado a tratar como exógena cualquiera de las variables demográficas. En segundo lugar, es necesario imponer restricciones sobre la forma funcional  $f(\cdot)$  en (9), para satisfacer la condición de no negatividad de los valores del consumo. De hecho, el procedimiento de simulación debe contemplar de forma explícita esta restricción en el conjunto de los valores sobre los que puede variar el cash in hand.

El método práctico para resolver el problema de optimización que plantea la ecuación (11), en el caso finito, y dado que conocemos  $T$ , es el siguiente. Existirán  $T-t$  condiciones de Euler de la forma (11), una para cada período hasta  $T$ , cuya resolución puede, por ejemplo, abordarse recursivamente desde dicha fecha, como en cualquier optimización dinámica estocástica de vida finita, y a partir de unos supuestos dados sobre la evolución de

---

<sup>9</sup> Un resumen de los mismos puede consultarse en Marcet (1993).

las variables renta, tipo de interés, tasa de preferencia temporal y todas aquéllas que alteren las preferencias de la economía doméstica a través del factor  $\theta_{i,t}$ . Por ejemplo, supongamos que hemos fijado dicha fecha T, y que la economía doméstica ha elegido un valor concreto para su riqueza en el período T+1, digamos  $A_{T+1}$ , que no es objeto de la simulación. Supongamos, asimismo, que se han realizado todos los supuestos necesarios sobre la evolución de las variables relevantes, detalladas antes. Nótese que el consumo en T estará determinado a aquel valor que asegure  $A_{T+1}$ , de acuerdo con el valor de  $X_T$ . En T-1, el consumo será una función de  $X_{T-1}$  y deberá satisfacer, simultáneamente, la condición de Euler entre T y T-1 y la restricción presupuestaria. Obtenido  $C_{T-1}$  de esta forma, es en principio posible proceder exactamente igual para obtener los valores de  $C_{T-2}$ ,  $C_{T-3}$  y todos los períodos anteriores hasta llegar a una solución para  $C_t$ .

A pesar de la sencillez del procedimiento de simulación que acabamos de presentar, su aplicación práctica conlleva considerables problemas de cálculo que describiremos más adelante. Obsérvese que nada garantiza, en principio, que la solución al problema de optimización descrito sea trivial ni única<sup>10</sup>. La dificultad del proceso de simulación descrito a partir de la ecuación (11) es función directa de la complejidad de los procesos estocásticos que gobiernen la evolución de la renta y del tipo de interés. Tal y como hemos adelantado, si se supone que renta y tipo de interés son i.i.d., la única variable de estado en el proceso de simulación es el "cash in hand", pero cuando no es así, las tres variables citadas tendrán este carácter. En principio, la extensión es inmediata, pero los problemas de computación crecen exponencialmente en el momento en el que se consideran procesos más realistas. Consecuentemente, el coste en términos de tiempo para hallar la solución óptima crece a una tasa también exponencial que depende del número de valores de las variables de estado para las que se optimiza. Aun en el caso más sencillo en el que solamente se supone incertidumbre en la renta, para aproximar las integrales en (11) debe proveerse al algoritmo de otro conjunto de valores (las abscisas del método de integración)<sup>11</sup>. Supongamos, por ejemplo,

---

<sup>10</sup> Deaton y Laroque (1992) demuestran que la solución convergerá bajo ciertas condiciones sobre el proceso estocástico que gobierna la renta y si la tasa de preferencia temporal del consumidor es superior al tipo de interés, que es el caso analizado en Deaton (1991).

<sup>11</sup> En nuestro caso dicho método es el Gauss-Hermite y el conjunto de valores que hemos probado son 10, 20 y 30 abscisas.

que la renta sigue el siguiente proceso autorregresivo:

$$(Y_{it} - \mu) = \phi(Y_{it-1} - \mu) + \varepsilon_t \quad (12)$$

Nótese que, en este caso, la expresión (11) se transforma en la siguiente:

$$p(X_{it}, Y_{it}) = \max [ \lambda(X_{it}), \zeta(X_{it}, Y_{it}) ] \quad (13)$$

en dónde:

$$\zeta(X_{it}, Y_{it}) = \frac{(1+r_t)}{(1+\delta_{it})} \int p \{ (1+r_t)(X_{it} - \lambda^{-1}p(X_{it}, Y_{it})) + \phi Y_{it} + \mu(1-\phi) + \varepsilon_{t+1} \} dF(\varepsilon) \quad (14)$$

Para optimizar la ecuación anterior, Deaton propone proceder de la misma forma que en (11), imponiendo un conjunto de valores tanto para el cash in hand como para la renta, pero reemplazando la integración numérica por una ponderación entre los valores que puede tomar  $f(\cdot)$ , siendo los pesos las probabilidades para los diferentes intervalos discretizados de la renta, bajo el supuesto de normalidad de las perturbaciones del proceso. Por otro lado, Attanasio et al. (1994) utilizan una aproximación semiparamétrica suponiendo que la función del consumo viene dada por un polinomio en la renta, y obteniendo los coeficientes de dicho polinomio en base a una función no paramétrica del cash in hand<sup>12</sup>. En cualquiera de los casos, la solución a esta ecuación se obtiene evaluando la ecuación de Euler en  $p+1$  puntos diferentes de la renta para cada valor del cash in hand, lo cual supone resolver un sistema de  $p+1$  ecuaciones no lineales con  $p+1$  incógnitas en cada uno de los mismos. Como se puede suponer, aunque este procedimiento eleva los problemas computacionales, lo hace en mucha menor medida que utilizando dos variables de estado (renta y cash in hand) en la

---

<sup>12</sup> Marcet (1993), propone formas alternativas de aproximar la ecuación (14) en presencia de más de una variable de estado.

simulación<sup>13</sup>.

Por otra parte, en los ejercicios de simulación que se han realizado en el presente capítulo, aunque se siguen las premisas de Deaton (1991), se analizan distintas relaciones entre los valores de  $\delta$  y  $r$ , mientras que aquél sólo considera la simulación de perfiles para individuos cuya tasa de preferencia temporal es más alta que el tipo de interés. La técnica de simulación descrita toma cumplida cuenta de las particularidades del caso español mediante la utilización de los parámetros estimados de la ecuación de Euler para las muestras consideradas en los ejercicios realizados, de acuerdo con la metodología propuesta por Attanasio et al.(1994), y aplicada por estos para comparar la evolución del consumo en Estados Unidos y el Reino Unido. En ese sentido, nótese, como ya hemos señalado, que se tendrán en cuenta las alteraciones que el paso del tiempo produce en las preferencias individuales, al imponer los correspondientes parámetros estimados para la ecuación de Euler. Para ello, supondremos que la función de utilidad a la que se enfrenta la economía doméstica es isoelástica y viene representada por la expresión:

$$U(C_{i,t}, \theta_{i,t}) = \frac{1}{1-\gamma(Z_{i,t})} C_{i,t}^{1-\gamma(Z_{i,t})} e^{\alpha'Z_{i,t} + v_{i,t}} \quad (15)$$

donde  $\gamma_{i,t}$  es el recíproco de la elasticidad de sustitución intertemporal,  $Z_{i,t}$  es un conjunto de variables observables que determinan  $\delta_{i,t}$  y  $v_{i,t}$  incorpora shocks no observables sobre las preferencias. Es necesario suponer una cierta evolución temporal para  $Z_{i,t}$  que permita obtener sus valores en cada uno de los períodos simulados. En la práctica, se supone que todas estas variables son determinísticas y exógenas, y que su influencia en el modelo se produce a través de su actuación sobre la tasa de preferencia temporal de la economía doméstica. Estas variables se suponen dependientes, fundamentalmente, de la edad de la economía doméstica, dado que experimentan cambios a lo largo de la evolución del ciclo vital de la misma, y de las variables ficticias de cohorte.

---

<sup>13</sup> Aunque hubiera sido perfectamente posible considerar una red de valores de la renta en la simulación, de forma similar a como se hace con el cash in hand, debe tenerse en cuenta que éste es una variable endógena en el modelo, mientras que la primera tiene el carácter de variable exógena. La actuación de la renta como variable de estado proviene tan sólo de que su valor en cada período constituye una señal para el individuo acerca de sus realizaciones futuras.

### 3.- DATOS Y ESTIMACION.

Como ya hemos señalado previamente, el procedimiento de simulación empleado en el presente trabajo exige que los valores del consumo simulados entre dos períodos de tiempo consecutivos satisfagan la condición de Euler del mismo, con la finalidad de garantizar la coherencia intertemporal de los resultados. En ese sentido, se ha estimado dicha ecuación de Euler a partir de un pseudo-panel extraído de los registros de la ECPF entre 1985 y 1989, de forma similar a como se ha hecho en el resto de la tesis. En cualquier caso, el trabajo a realizar se estructuró en varias fases: dado que parecía necesario comprobar que el programa de simulación empleado funcionaba correctamente, en base a la bondad de los resultados que generaba, se decidió construir, en primer término, un pseudo-panel con un número reducido de cohortes, con el único objetivo de realizar dicha verificación, para extender el análisis en un momento posterior a los pseudo-panels más amplios considerados en los capítulos previos. En este capítulo solo se presentan los resultados obtenidos con el pseudo-panel más sencillo, por lo que todos los resultados presentados deben considerarse provisionales y sujetos a revisión, en tanto en cuanto no se vean confirmados mediante la utilización de muestras más representativas.

Los criterios de definición de la población global sujeta a estudio han sido los mismos que en el resto de la tesis, al margen de los valores de la edad mínima y máxima considerada para la selección de las cohortes. En ese sentido, en el presente capítulo dicha población es la población laboral española cuyo sustentador principal tiene una edad comprendida entre 25 y 55 años en 1985, con lo que ningún individuo mayor de 59 años figura en la muestra en ningún momento, dados los registros disponibles de la ECPF. Esta es una cuestión relativamente importante, dado que las simulaciones realizadas se extenderán hasta los sesenta años de edad del sustentador principal, y si tenemos en cuenta toda la problemática asociada al consumo de los individuos jubilados, ya comentada anteriormente<sup>14</sup>. Aunque hasta este

---

<sup>14</sup> Sobre el particular se puede consultar el trabajo ya citado de Hubbard, Skinner y Zeldes (1993), que realizan un ejercicio de simulación similar al aquí presentado pero extendiendo el análisis al período de jubilación del individuo, lo cual les obliga a tener en cuenta la probabilidad de fallecimiento (considerando que la economía doméstica se extingue cuando fallece el cónyuge del sustentador principal) y a modelizar los programas gubernamentales de ayudas y subvenciones, así como la incertidumbre en el gasto médico que deban realizar las economías domésticas, creciente con la edad del sustentador principal.

momento el criterio para seleccionar las cohortes descansaba en la edad, el nivel de estudios y la categoría socioeconómica del sustentador principal, en este capítulo, por todas las razones expuestas, sólo se empleó la primera de las variables citadas con ese fin. Nuestro objetivo inicial, en este momento de la realización del trabajo, es considerar tan sólo dos cohortes de población tales que la edad media del sustentador principal-tipo obtenido en cada una de las mismas fuese notablemente distinta, con la finalidad de comprobar si el programa de simulación proporciona resultados aceptables para los dos individuos-tipo considerados, teniendo en cuenta que dicho programa simula el consumo de un individuo promedio coherente con los parámetros estimados de la ecuación de Euler.

De esta forma, las dos cohortes consideradas presentan una edad media del sustentador principal comprendida entre 25 y 35 años y 45 y 55 años de edad en 1985, y sus tamaños en número de individuos oscilan alrededor de 400-500 componentes. Como se puede comprobar, dicha selección no considera los grupos de edades intermedias entre los dos citados, lo cual se justifica por todas las razones expuestas anteriormente y, fundamentalmente, por el objetivo de verificar que las simulaciones captaban bien el comportamiento de individuos con edades tan dispares, cuyos patrones de consumo y ahorro deben ser notablemente diferentes en principio, teniendo en cuenta que se encuentran en estadios muy diferentes de su ciclo vital (con edades medias de 32 y 52 años)<sup>15</sup>. En cualquier caso, en el momento de realizar los ejercicios de simulación se consideró también una edad intermedia entre la de ambas cohortes, es decir 42 años, aproximadamente, como una mera comprobación de coherencia.

Una vez obtenidas las cohortes con los criterios mencionados, se procedió a la estimación de la ecuación de Euler del consumo, teniendo en cuenta los resultados previos obtenidos en los capítulos tercero y cuarto. Como en éstos, la estimación se realizó mediante el Método de Momentos, utilizando procedimientos robustos a la presencia de heteroscedasticidad y a la posibilidad de que el residuo esté autocorrelacionado, como

---

<sup>15</sup> Por otra parte, las estimaciones de la ecuación de Euler eran de una calidad notablemente inferior en el caso de que se seleccionase también en la muestra la cohorte intermedia, al tiempo que la ecuación de Euler estimada con las dos cohortes comentadas estaba mucho más próxima a los resultados obtenidos en los capítulos previos. Estas razones, dados nuestros objetivos con esta primera batería de resultados, acabo de decidirnos por la utilización de la muestra citada.

consecuencia del error de medida en la variable de consumo considerada. En concreto, la estimación obtenida es similar, en cuanto a procedimiento y resultados, a la que se presenta en el capítulo cuarto. Tal y como ocurría allí, no aparecía evidencia de que el gasto considerado en consumo fuese no estacionario, por lo que el valor retardado de éste aparece entre las variables explicativas; se incluye también entre las mismas el cociente del nivel de precios en relación a su valor retardado, para intentar captar los posibles errores en las expectativas de los agentes y su repercusión sobre el consumo a través de alteraciones imprevistas de la riqueza de los mismos, de acuerdo con la hipótesis de Deaton (1977). Otras variables incluidas en las estimaciones, al margen del tipo de interés, son el tamaño de la unidad familiar, el número de miembros de la misma mayores de 14 años de edad, la edad del sustentador principal y su cuadrado, dada su repercusión sobre las preferencias de la economía doméstica.

Por otro lado, se han incluido también cuatro variables artificiales trimestrales para captar el efecto de la estacionalidad. La dimensión de la muestra utilizada, 2 cohortes con 20 observaciones temporales cada una de ellas, impedía la utilización de todas las restricciones sobre-identificadoras y, por tanto, fué necesario limitar el conjunto de instrumentos utilizados<sup>16</sup>. La variable de gasto en consumo considerada ha sido el gasto en bienes no duraderos, aunque nuestra intención es extender el análisis a otras categorías, fundamentalmente al gasto total y al gasto en alimentos, bebidas y tabaco, con la finalidad de comprobar que los resultados presentados en este primer ejercicio no se ven afectados, en sus líneas maestras, por esta circunstancia. Por último, en la evaluación de estos resultados debe tenerse en cuenta el objetivo que perseguían, y que no es otro que evaluar la bondad del método y el programa de simulación a emplear en una fase posterior del presente trabajo, con unas estimaciones más robustas y pseudo-paneles más ortodoxos, de acuerdo con los estándares de la literatura.

---

<sup>16</sup> Estos han sido el segundo, tercer y cuarto retardo del logaritmo del nivel de consumo, el segundo retardo del logaritmo del tipo de interés, tomando debida cuenta de la posibilidad de que se trate de una variable endógena, y el resto de las variables explicativas mencionadas.

#### 4.- RESULTADOS: PERFILES DE CICLO DE VIDA.

Los ejercicios concretos de simulación realizados se pueden clasificar de la siguiente forma:

1) Análisis de los patrones de comportamiento de consumo y ahorro en situaciones en las que la tasa de descuento y el tipo de interés difieren y no existe incertidumbre. En el caso en que el segundo sea mayor, deberemos observar valores reducidos del consumo, junto a tasas de ahorro positivas en los primeros períodos de la simulación, para ir creciendo paulatinamente con el paso del tiempo. Lo contrario esperaríamos que ocurriese en el caso de que la relación de valores entre estas dos variables fuese la inversa<sup>17</sup>.

2) Consideración de la repercusión de la incertidumbre sobre la renta en la evolución temporal del consumo y del ahorro de las economías domésticas. En este segundo bloque de ejercicios se trata de replicar los resultados obtenidos para otras economías con los datos de la economía española y de cuantificar los efectos de la incertidumbre para diferentes individuos-tipo. Además de comparar los resultados para distintas cohortes, extenderemos el ejercicio alterando el grado de incertidumbre de la renta<sup>18</sup>. Existen, obviamente, numerosas posibilidades para extender el análisis. alguna de ellas, como la introducción de incertidumbre en el tipo de interés, ha sido explorada en el presente trabajo. Otra, consistente en suponer distintos procesos estocásticos para renta y tipo de interés, queda fuera del ámbito de nuestro estudio, al menos en este momento. También, como extensión, se pueden realizar las simulaciones para distintas selecciones muestrales, considerando distintas agrupaciones de cohortes, para comprobar como se ven alterados los resultados. En ese sentido, el ejercicio más interesante a realizar es la réplica de algunos de estos cuando se considera la

---

<sup>17</sup> Este ejercicio entronca con el debate del comportamiento consumidor de ciertos grupos de individuos que, por razón de su profesión, afrontan distintos grados de variabilidad en sus ingresos. Por ejemplo, parece a priori que el grado de incertidumbre en la renta de los trabajadores autónomos y asalariados es muy diferente, lo que hace muy relevante comprobar si las simulaciones permiten verificar comportamientos de consumo distintos para individuos cuya incertidumbre en la renta es la de estos dos grupos. Si los resultados de este análisis confirmasen comportamientos muy diferenciados, como es de esperar, ello indicaría la necesidad de profundizar en el trabajo de investigación en este terreno.

<sup>18</sup> Como comprobación del correcto funcionamiento del programa cuando ambas tasas son iguales, el consumo y la renta deben seguir la misma senda temporal.

separación entre individuos restringidos y no restringidos en liquidez. En principio, ello implica imponer dicha restricción en las simulaciones para la muestra de individuos restringidos en liquidez, exigiendo, por ejemplo, que el cash in hand no se anule, o que no pueda descender por debajo de algún valor negativo muy reducido, en ninguno de los períodos de la simulación, con el objetivo de comparar los perfiles simulados obtenidos con los de la muestra de individuos no restringidos, a los que no se les impone esta restricción.

Finalmente, cabe realizar una importante precisión, dado el carácter estocástico del proceso de renta, los resultados que se presentan a continuación deben tomarse como meramente indicativos. Una valoración más ajustada de los mismos requeriría la realización de un número adecuado de replicaciones y el cálculo de la senda promedio de consumo y ahorro. Estas replicaciones son muy costosas en tiempo de ordenador, por lo que se incorporarán en futuras versiones del trabajo.

#### 4.1.- Consumo a lo largo del ciclo vital sin incertidumbre.

Las simulaciones que se llevan a cabo en este apartado adoptan el supuesto más sencillo de que la renta es determinística y constante a lo largo del ciclo vital. Se compara la senda de consumo y ahorro para dos tipos de individuos: aquél cuya tasa de descuento es mayor que el tipo de interés, por lo tanto, "impaciente", frente a otro individuo-tipo con una tasa de descuento inferior al tipo de interés, es decir, "paciente". El objetivo de este ejercicio es mostrar la incidencia que estos dos elementos del modelo tienen sobre las pautas de consumo de nuestra cohorte representativa. Este ejercicio sirve igualmente, para evaluar la fiabilidad de los demás ejercicios a llevar a cabo, ya que, a diferencia de los casos con incertidumbre, cuando la renta sigue un proceso de las características del descrito, el modelo teórico ofrece unas predicciones inequívocas sobre la senda temporal de las variables endógenas. Por último, en este caso una única replicación es suficiente para obtener resultados fiables, por razones obvias.

En la Figura 1 se recoge la evolución temporal del consumo de un consumidor impaciente. La cohorte escogida para realizar la simulación es la de más edad de nuestra muestra, correspondiente a una edad media de 47 años y que, por lo tanto, anticipa unos ingresos del trabajo constantes, ciertos e iguales a 1 hasta la edad del retiro (fijada a los 60 años de edad)<sup>19</sup>. El consumo empieza cercano a la unidad, ya que la riqueza acumulada hasta ese momento se fija a cero en la simulación<sup>20</sup>. A partir de ahí, el consumo crece rápidamente en relación a la renta hasta alcanzar su punto máximo en torno a los 51/52 años. Hasta la edad de 55 años, el individuo consume permanentemente por encima de sus ingresos del trabajo<sup>21</sup>. La impaciencia del consumidor le lleva a alcanzar sus mayores niveles de consumo cuanto antes, y a reducirlo permanentemente desde ese momento hasta alcanzar su nivel más bajo en el último período de vida. La contrapartida en términos de ahorro se aprecia en la Figura 3. En ella, se observa un ahorro acumulado negativo a lo largo de todo el ciclo vital, resultado del extraordinario adelantamiento del consumo en los primeros períodos de la simulación.

En la Figura 2 se representa la senda óptima de consumo de un individuo con las mismas características que el anterior, incluido el comportamiento de la renta, pero cuya tasa de preferencia temporal es mucho más baja e inferior al tipo de interés. Hay dos resultados importantes en relación al caso anterior. Por una parte, el perfil del consumo es prácticamente el opuesto, como no podía ser de otra forma, ya que la elevada valoración que del futuro hace el individuo le induce a posponer su consumo. Sin embargo, el ratio consumo/renta se mueve en unos márgenes mucho más estrechos. Esto se debe a que el diferencial a favor del tipo de interés es en este caso igual a 0.03, mientras que era -0.05 en el caso del consumidor impaciente. El individuo empieza consumiendo por debajo de sus ingresos y acumula lentamente ahorro para aumentar su consumo al final de su vida. El rango de valores del consumo es 1.07/0.95 frente a 1.08/0.82 en el caso anterior. El perfil

---

<sup>19</sup> De hecho, esta edad se considera el límite de vida del individuo, ya que no se permite consumo a partir de ella.

<sup>20</sup> Lo que indica que, en sentido estricto, los resultados de la simulación son más fiables una vez transcurridos algunos períodos. Es decir, que las simulaciones deben realizarse a partir de unos años anteriores a la edad media de la cohorte.

<sup>21</sup> Y por lo tanto por encima de sus ingresos totales, haciendo que el ahorro se haga rápidamente negativo.

del ahorro en la Figura 3 muestra la forma esperada de acumulación durante las primeras fases del ciclo vital, y la reducción hasta cero a partir de los 55 años. La diferencia máxima muestra la extraordinaria sensibilidad del comportamiento de las variables endógenas a variaciones en la tasa de descuento. Entre los 55 y 56 años, la diferencia de ahorro en relación a la renta alcanza el 70 por ciento, y se mantiene por encima del 40 por ciento durante más de diez períodos. Por último, la evolución de las tasas de ahorro y consumo en relación al cash in hand, recogidas en la Figura 4, resumen estas pautas de comportamiento en términos comparables con la información agregada. Cambios en las tasas de descuento temporal pueden generar cambios de hasta un 100 por cien en las tasas de ahorro, que de mantenerse entre el 15 y el 20 por cien para el individuo paciente pasa a ser negativa para el impaciente, durante buena parte de su ciclo vital.

Los resultados de este ejercicio confirman que el modelo de simulación, adaptado para los parámetros estimados en nuestras ecuaciones de Euler y en las ecuaciones auxiliares, refleja adecuadamente los resultados teóricos que cabría esperar. En cuanto a su interpretación económica, señalan una notable sensibilidad de las tasas de ahorro a cambios en el diferencial entre la tasa de descuento temporal y el tipo de interés. Este diferencial depende, a su vez, de una serie de factores agregados, en concreto de aquellos que operan a través del tipo de interés, y de características individuales. El diferencial agregado depende, por tanto, de características demográficas y de composición de la población activa entre ocupados y parados<sup>22</sup>, que pueden estar detrás de la evolución observada de la tasa de ahorro en nuestra economía. Sin embargo, en la medida en que el tipo de interés influya de forma homogénea en la tasa diferencial de la mayoría de las cohortes, su efecto sobre el ahorro puede ser mayor del que los estudios econométricos agregados han podido detectar.

---

<sup>22</sup> Debe tenerse en cuenta que nuestras cohortes excluyen algunas categorías laborales y que los cambios en la población activa, en los años de caída de la tasa de ahorro, han sido muy sustanciales.

FIGURA 1: CONSUMO, RENTA Y CICLO VITAL DE UN CONSUMIDOR IMPACIENTE.

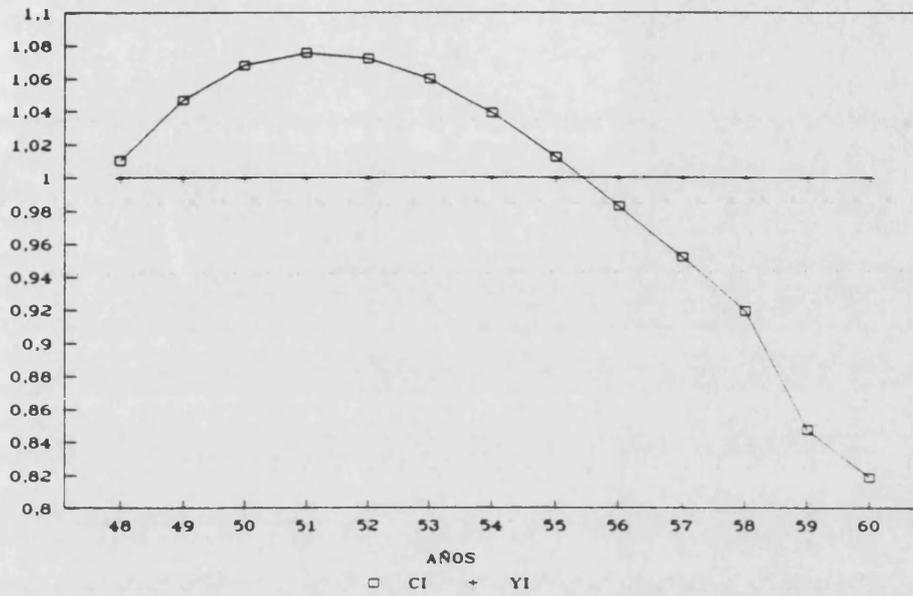


FIGURA 2: CONSUMO, RENTA Y CICLO VITAL DE UN CONSUMIDOR PACIENTE.

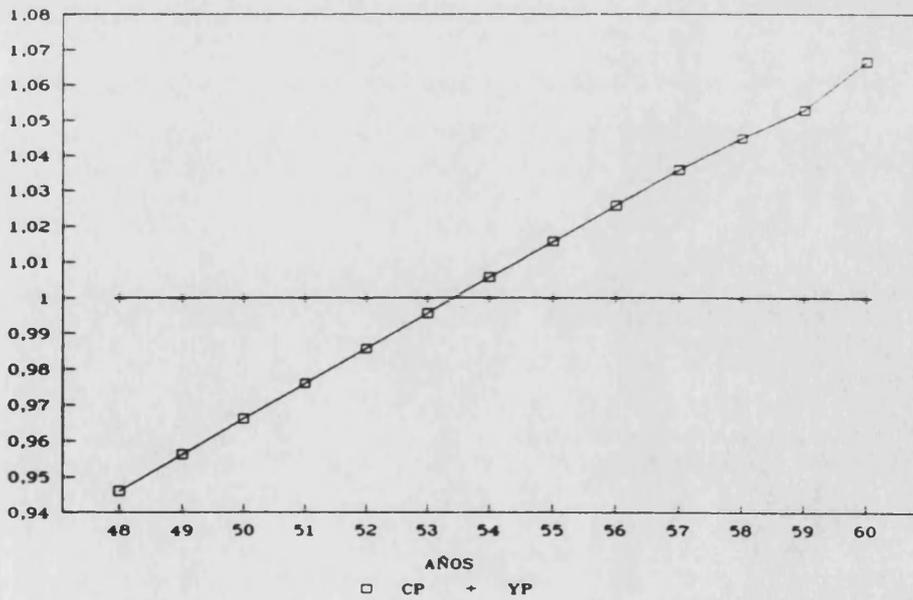


FIGURA 3: TASAS DE CONSUMO Y AHORRO.

I:  $d > r$ , P:  $d < r$

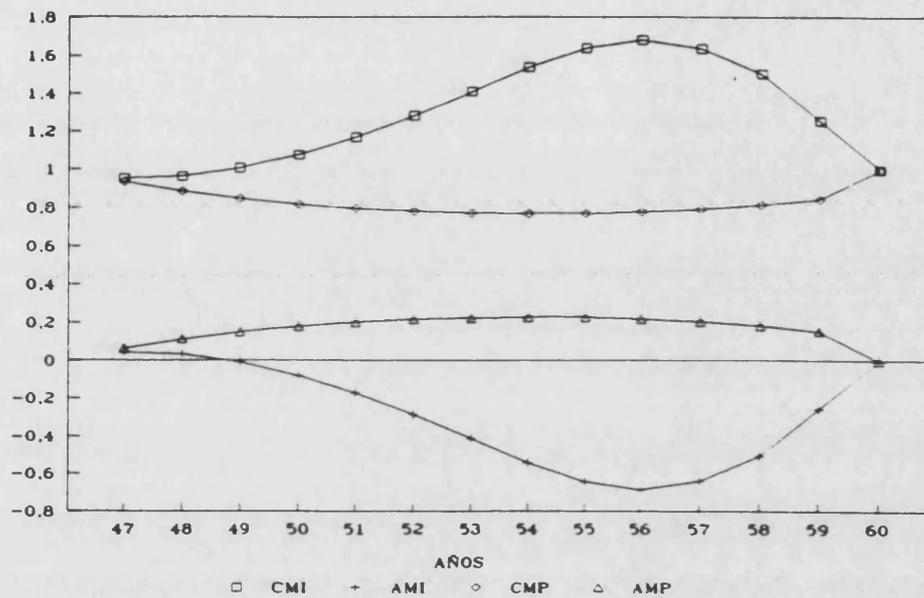
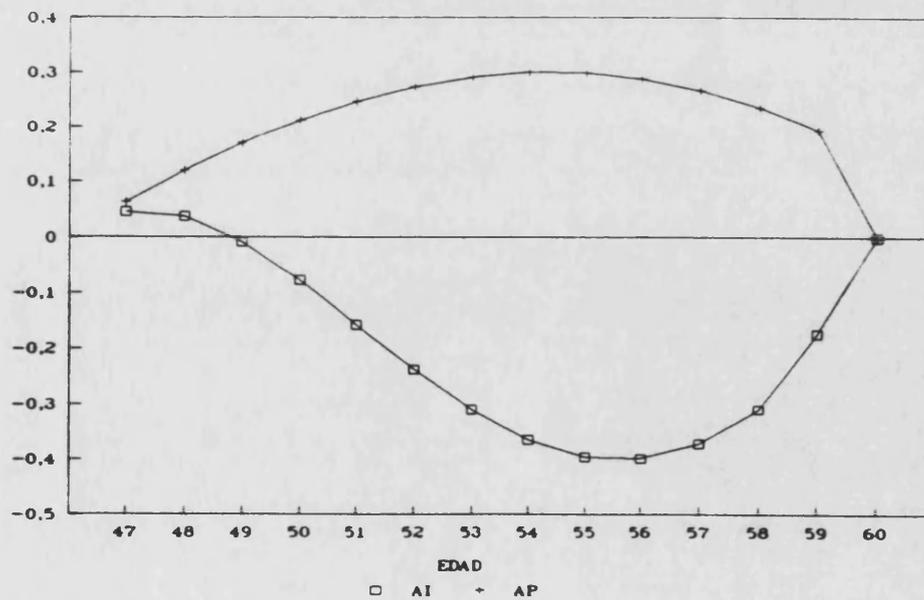


FIGURA 4: AHORRO CICLO VITAL.

I:  $d > r$ , P:  $d < r$



#### 4.2.- El impacto de la incertidumbre en el consumo.

En el segundo grupo de resultados que presentamos, el proceso estocástico propuesto para la renta incorpora incertidumbre de acuerdo con el modelo presentado en el segundo apartado del presente capítulo. Suponemos que los hogares perciben desde el momento  $t$ , el primer período de la simulación, hasta el final de su vida, una renta media que se ve alterada por una perturbación normal con media cero y con diferentes valores de la varianza. La cohorte base de la primera simulación, cuyos resultados se presentan en las Figuras 5 a 8, se corresponde con la de mayor edad de las utilizadas en el proceso de estimación, estando formada por individuos de edad media entre 52 y 53 años. Ello implica que la simulación debe extenderse por un período máximo de entre 13 y 14 años. Por otro lado, cabe recordar que todas las simulaciones se realizan condicionadas a las variables demográficas, que se han supuesto exógenas y se han predicho mediante un polinomio en la edad y con variables ficticias de cohorte. Además hemos supuesto cierto grado de impaciencia para todos los ejercicios con incertidumbre. Finalmente compararemos dos procesos de renta cuya única diferencia se encuentra en el valor de la desviación típica de la perturbación, siendo ésta el 10 y el 20 por ciento de la renta media.

En relación a los resultados obtenidos, cabe destacar varios puntos. En primer lugar, a pesar del supuesto de impaciencia de los consumidores, las Figuras 5 y 6 presentan una senda de consumo en la que se observa un porcentaje no desdeñable de ahorro precautivo al principio del período de simulación, precisamente como respuesta a la incertidumbre en la renta. De hecho, la senda del consumo alcanza muy rápidamente el valor medio de la renta, para continuar creciendo hasta un límite máximo, que se encuentra, en ambos casos, en un punto en el tiempo superior a la mitad del período para el que se está simulando. A partir de ese momento, el consumo se ajusta a la baja, de forma que se satisfaga la condición terminal impuesta en el programa de simulación. En segundo lugar, el crecimiento del consumo se suaviza, aunque no excesivamente, en períodos en los que las realizaciones de la renta no son buenas. De hecho, este tipo de respuesta es reconocida por Deaton (1991) como una explicación de la evidencia de exceso de sensibilidad del consumo a la renta, consistente en sus ejercicios con la existencia de consumidores restringidos en su liquidez. Tercero, el incremento en la incertidumbre contribuye de manera decisiva al incremento del

FIGURA 5: CONSUMO, RENTA Y CICLO VITAL.

ASTD(Y)=0,10; PSTD(Y)=0,087; STD(C)=0,062

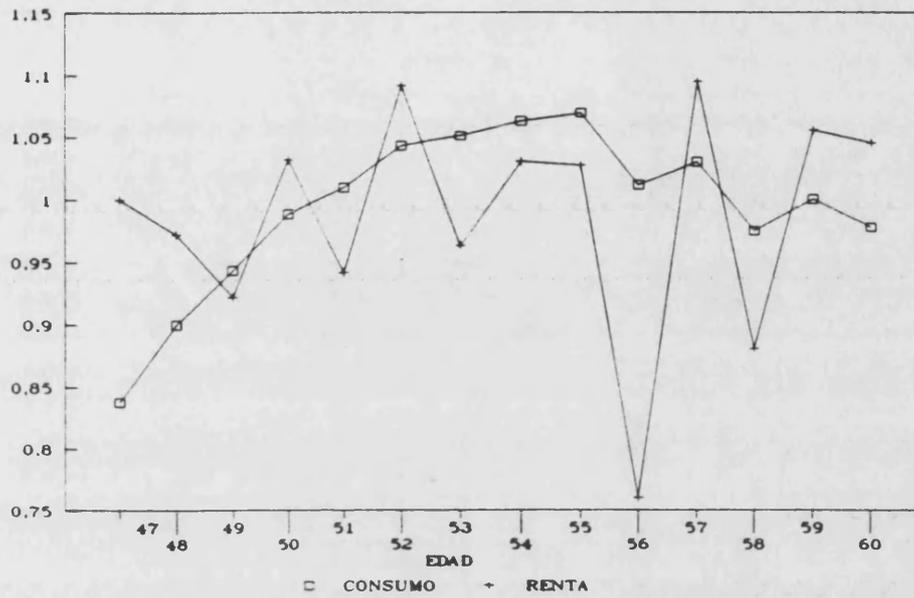


FIGURA 6: CONSUMO, RENTA Y CICLO VITAL.

AVAR(Y)=0,20; PVAR(Y)=0,192; VAR(C)=0,212

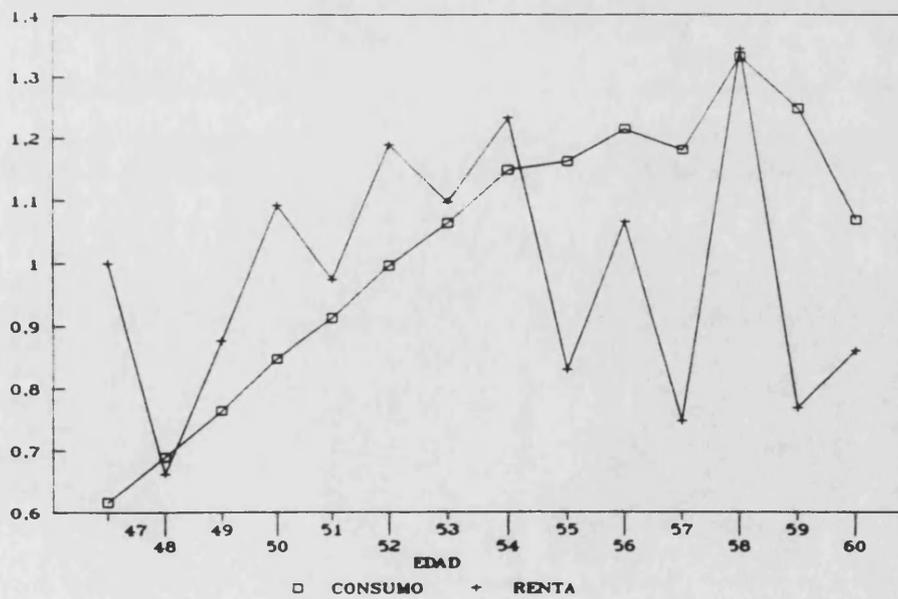


FIGURA 7: TASAS DE AHORRO Y CONSUMO.

LSTD(Y)=0,10; HSTD(Y)=0,20

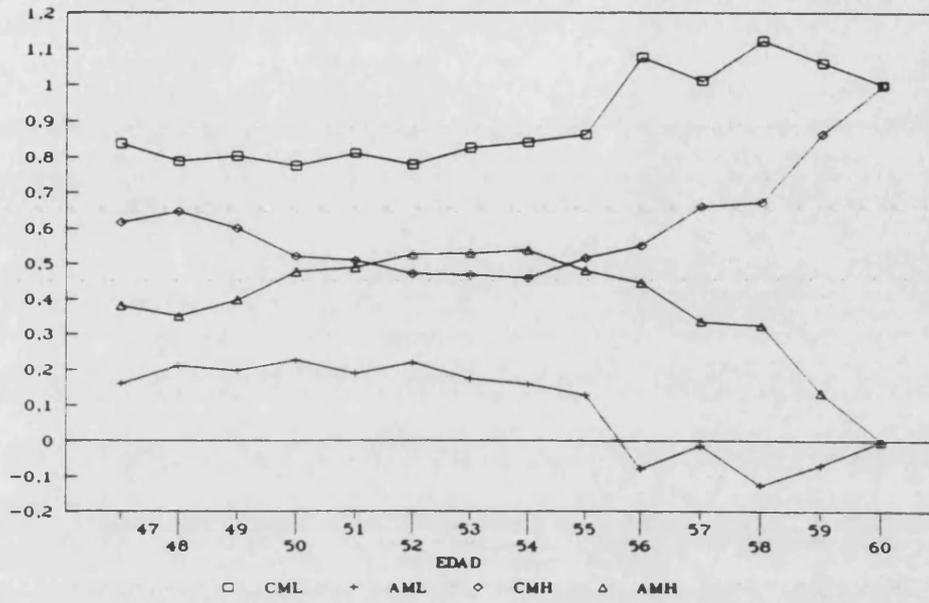
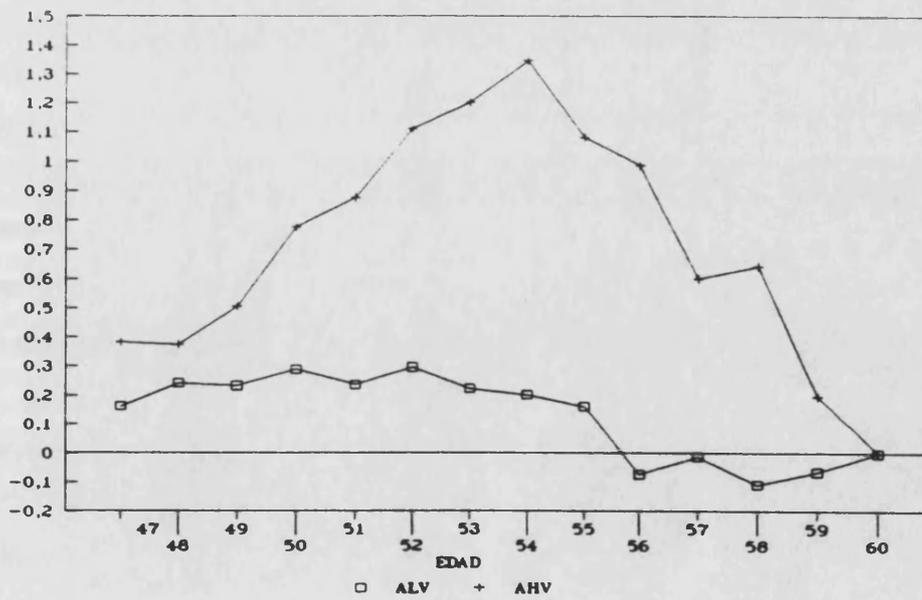


FIGURA 8: AHORRO Y CICLO VITAL.

LSTD(Y)=0,10; HSTD(Y)=0,20



ahorro. Tal como se esperaba, el perfil del consumo es más suave cuando la desviación típica de la renta, y por tanto la incertidumbre, es menor. En cuarto lugar, se observa que con tasas moderadas de incertidumbre, el ahorro acumulado pasa a ser negativo en los últimos períodos de la vida del individuo, algo que nunca sucede cuando la desviación típica de la renta es suficientemente elevada, como se puede apreciar en la Figura 8. Quinto, la variabilidad del consumo es inferior a la de la renta para valores bajos del grado de incertidumbre, pero ambas son prácticamente iguales en el caso de mayor incertidumbre. Por último, cabe destacar que se ha llevado a cabo un ejercicio con los mismos parámetros que en de la Figura 5, pero suponiendo que el tipo de interés sigue un proceso independiente e idénticamente distribuido, con media 0.05 y desviación típica 0.01. En este caso, los resultados no difieren en lo sustancial respecto a los presentados. De consolidarse este resultado en posteriores ejercicios, supondría la confirmación de la mayor importancia del diferencial entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés, con respecto al nivel de cualquiera de ellos, en la determinación del perfil del ahorro de nuestro individuo representativo.

Un ejercicio similar se ha llevado a cabo para la cohorte promedio de la muestra, con el fin de estudiar la sensibilidad de la senda óptima de consumo a la duración del período de simulación, i.e. la edad de los individuos. La Figura 9 recoge el perfil de consumo y renta para el caso de una renta menos incierta, con una desviación estándar de 0.10. Dicho perfil es, en cierto modo, similar al presentado en la Figura 5, si bien el inicio de la senda de consumo se produce en un valor mucho más bajo. La edad, es decir el período restante de vida del individuo, estimula el ahorro por motivo de precaución, que actúa, tal como señala Deaton (1991), como un "colchón" de seguridad frente a la incertidumbre en la renta, dando lugar a una menor sensibilidad del consumo a la misma. En ese sentido, tanto el tercer capítulo de esta tesis, como López-Sárido (1993) han puesto de manifiesto la existencia de una mayor sensibilidad del consumo a la renta que la detectada en este ejercicio, aunque quizás el proceso estocástico postulado pueda tener alguna influencia. Otro aspecto a tener en cuenta es que el proceso de simulación se inicia en un momento del tiempo concreto, ignorando la historia pasada de los individuos, e imponiendo una riqueza acumulada inicial nula. La incertidumbre en la renta, la edad y este último hecho ayudan a que se den valores muy bajos del consumo al comienzo del ciclo vital. Sin embargo, como también señala Deaton (1991), dado el tipo de preferencias que estamos considerando, sería incluso posible

que al comienzo del ciclo vital se produjeran valores simulados negativos del consumo. Por otra parte, la Figura 10, en contraposición a la correspondiente a la cohorte previa, muestra que el efecto de la edad es una suavización del perfil del consumo en los años medios del período de simulación, precisamente tras haberse alcanzado un nivel considerable de ahorro.

De la comparación de las Figuras 9 y 10 se observan varios resultados interesantes. En primer lugar, el rango de variación del consumo es un 8.60 por ciento mayor que el de la renta cuando el grado de incertidumbre es moderado, pero un 88.39 por ciento superior para grados elevados de incertidumbre. Por otro lado, los coeficientes de variación estimados de consumo y renta son similares en ambos casos. La edad afecta sensiblemente la variación del consumo, como demuestra la mera comparación de estos resultados con los correspondientes a las Figuras 5 y 6. Las Figuras 11 y 12 revelan un rasgo diferente entre ambas situaciones. El incremento en la incertidumbre implica que el ahorro por motivo de precaución es muy importante, hasta el punto de no observar tasas de desahorro en ninguno de los períodos. Con tasas de incertidumbre más moderadas, el desahorro se produce al final del ciclo vital. Cabe recordar que la ecuación de Euler del consumo impuesta en el proceso de simulación se ha estimado sobre el gasto en bienes no duraderos, lo que puede acentuar dichas cifras. Sin embargo, en el cuarto capítulo se ha puesto de manifiesto que el impacto general de las restricciones de liquidez sobre el consumo de este tipo de bienes es considerablemente menor, lo que está en consonancia con los resultados obtenidos. Finalmente, variaciones en los valores del tipo de interés muestran, con carácter general, los mismos perfiles de consumo y ahorro que los presentados, siempre que el diferencial entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés se mantenga. De nuevo, cabe poner de manifiesto la sensibilidad de las simulaciones a dicho diferencial.

FIGURA 9: CONSUMO, RENTA Y CICLO VITAL.

ASTD(Y)=0,1; PSTD(Y)=0,09; PSTD(C)=0,13

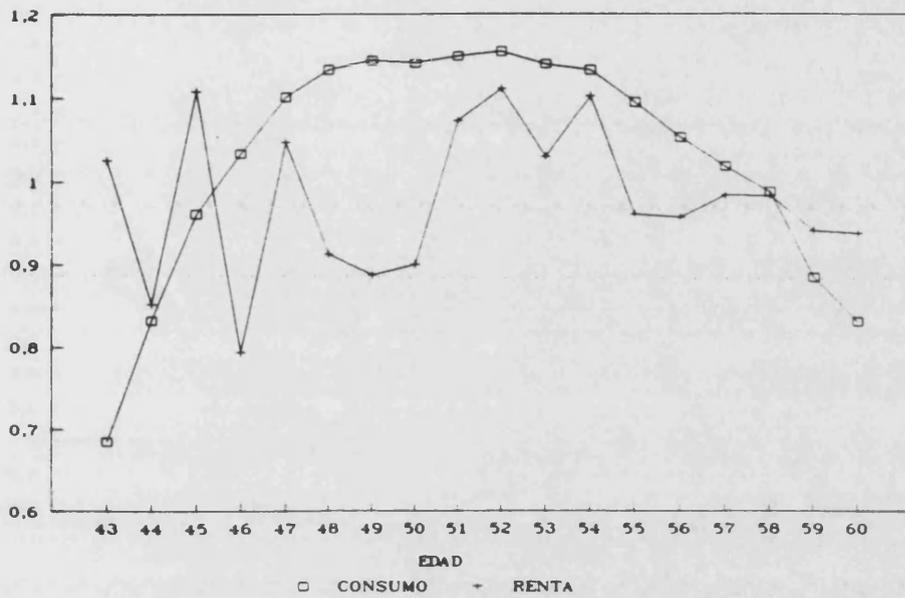


FIGURA 10: CONSUMO, RENTA Y CICLO VITAL.

ASTD(Y)=0,2; PSTD(Y)=0,13; PSTD(C)=0,14

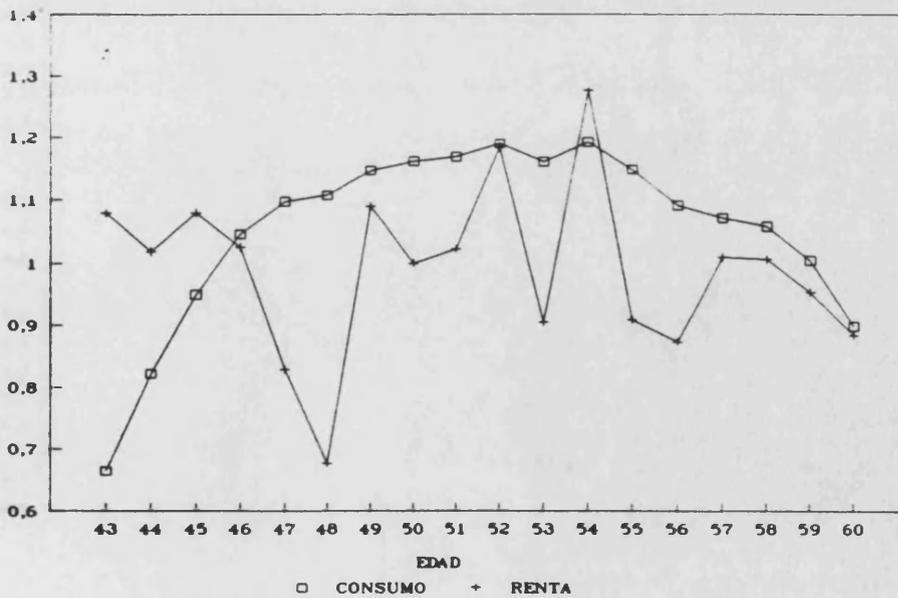


FIGURA 11: TASAS DE AHORRO Y CONSUMO.

LSTD(Y)=0,10, HSTD(Y)=0,20

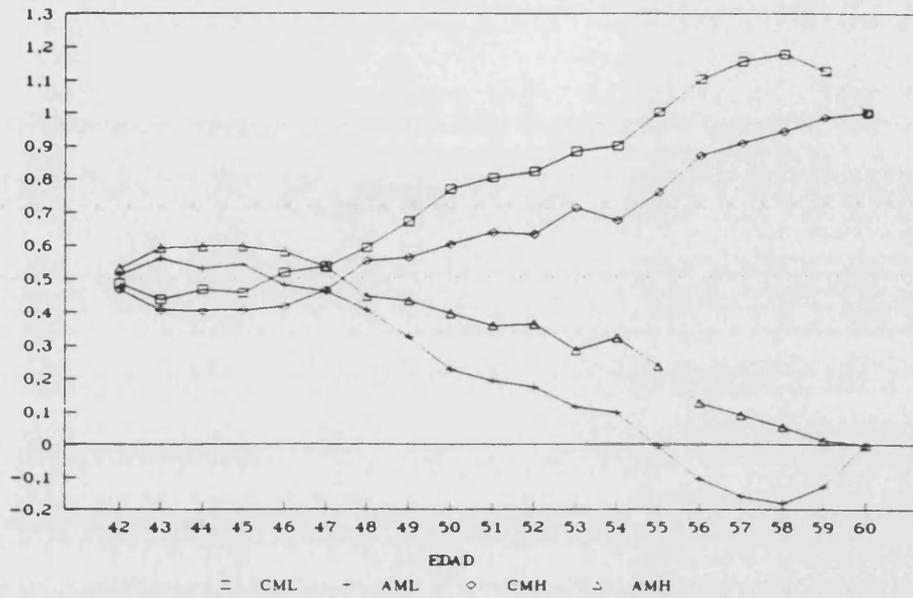
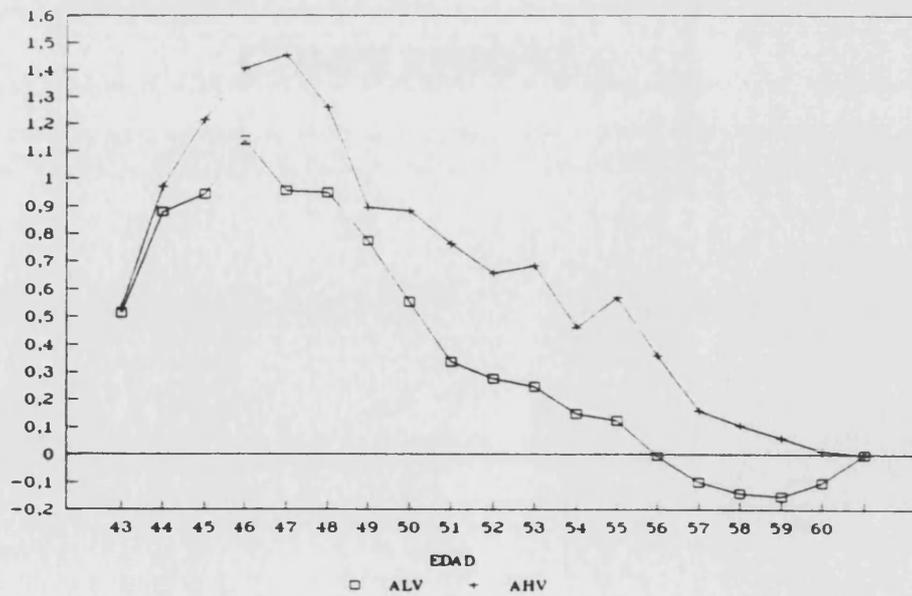


FIGURA 12: AHORRO Y CICLO VITAL.

LSTD(Y)=0,10; HSTD(Y)=0,20



## **CAPITULO 6**

---

## **CONCLUSIONES**

A lo largo de los capítulos precedentes se ha analizado el comportamiento del consumo agregado español en relación a las principales implicaciones de la Teoría de la Renta Permanente con Expectativas Racionales. El análisis empírico se ha basado en la estimación de ecuaciones de Euler para distintos agregados de consumo, a partir de un pseudo-panel de datos extraído de la ECPF para el período 1985-89.

En relación al pseudo-panel utilizado, cabe señalar algunas limitaciones que deben ser tenidas en cuenta en el posterior análisis de los resultados obtenidos. En primer lugar, la adopción del criterio propuesto por Deaton (1985) para el enlace de las cohortes, basado en la utilización de la edad del sustentador principal como variable de identificación de los individuos en el tiempo, hubiera hecho imposible el aprovechamiento de todas las observaciones disponibles, reduciendo la dimensión temporal de la muestra en sus cuatro quintas partes. Esta circunstancia hubiera supuesto una limitación importante, dado el carácter dinámico de los modelos considerados en el análisis. Por esta razón, se ha optado por un criterio de identificación mixto en el que se consideran variables adicionales, además de la edad de los individuos. Por otra parte, el criterio utilizado que combina la edad, la categoría socioeconómica y el nivel de estudios del sustentador principal como variables de identificación de las cohortes, posibilita ejercer un mayor control en el proceso de agregación de los datos, al permitir una definición de los individuos-tipo mucho más homogénea de lo que hubiera sido posible con el criterio que utiliza la edad del sustentador principal como única variable de identificación. En ese sentido, el análisis comparativo de la evolución temporal del consumo y la renta para distintas muestras de individuos en base a su situación laboral y la actividad, realizado en el capítulo segundo, permite concluir que este es un factor a tener en cuenta en cualquier estudio del consumo con datos microeconómicos.

Por las mismas razones, hemos optado por dejar fuera del análisis aquéllos individuos que aparecían en la encuesta como desempleados o inactivos, cuyo comportamiento de consumo debe ser abordado en estudios posteriores, probablemente a partir también de la evidencia que presenta la ECPF. La evidencia presentada en el capítulo segundo revela que

existen patrones de consumo notablemente diferentes entre estos grupos de población y los restantes, de forma muy especial en el caso de los parados. En este terreno, la evidencia disponible para otras economías, fundamentalmente Estados Unidos, apunta en la misma dirección.

El error de medida incorporado en la generación del pseudo-panel de datos ha sido evaluado por distintas vías, aún cuando ninguno de los trabajos empíricos consultados sobre este tipo de datos ha realizado un análisis de estas características. Del examen del este sesgo debido a esta razón, basado en el análisis de las desviaciones típicas de las variables relevantes y en los valores obtenidos por Collado (1992) mediante técnicas de simulación para muestras comparables a las nuestras, se ha comprobado que este no es problema que pueda cuestionar los resultados del análisis empírico de forma relevante. En este resultado ha sido fundamental el elevado número de observaciones temporales con que cuenta el pseudo-panel utilizado. Debe tenerse en cuenta que la literatura sobre esta metodología estadística se inclina, cada vez con más fuerza, a favor de la consideración de la asintótica en T en lugar de en N, tanto en el análisis teórico como en el empírico, de este tipo de datos. De esta forma, son cada vez más los estudios menos preocupados por el número de individuos de las cohortes seleccionadas y más por el número de observaciones temporales disponibles.

Otra limitación del análisis ha sido la imposibilidad de obtener un tipo de interés y un índice de precios para cada una de las cohortes consideradas. Este es un problema importante en los estudios con paneles de datos, pero no fué posible individualizar la primera de las variables mencionadas, al carecer de la tasa impositiva marginal de cada cohorte de población. De forma similar, la individualización de los índices de precios resultó inefectiva en la práctica, debido al procedimiento de agregación utilizado en la obtención de los datos, con lo que, al promediar, la variabilidad individual desaparece casi por completo. En este terreno, la consideración otorgada a este problema en el análisis depende de la valoración que se haga del dato de cohorte, por tratarse de un estadio de agregación intermedio entre los datos macroeconómicos y los datos microeconómicos.

Finalmente, otras características relevantes de los datos disponibles son el error de medida en la renta y el fuerte comportamiento estacional evidenciado por todas las categorías de gasto en consumo consideradas. El primero es un problema importante en el análisis empírico del consumo, como demuestran los trabajos de Altonji y Siow (1987) y Lusardi (1991). Desgraciadamente, la encuesta proporciona muy poca información sobre la situación laboral de los individuos, que hubiera podido ser utilizada para intentar resolver el problema. El cruce de la información contenida en la ECPF con otras encuestas, como la EPA, hubiera podido proporcionar estos instrumentos, pero se trataba de una tarea que iba más allá del objetivo de la presente Tesis. Esta es una de las mayores ventajas comparativas de los pseudo-paneles frente a los paneles tradicionales, puesto que, dada una variable que permita el enlace entre dos muestras de datos de cohorte obtenidas de encuestas diferentes, es perfectamente posible, en principio, utilizar conjuntamente la información de ambas en un sólo análisis empírico. En cualquier caso, esta labor quedaría reservada para posteriores investigaciones en este terreno.

Como ya hemos señalado, todas las deficiencias estadísticas señaladas condicionan los resultados obtenidos, que deberán ser analizados con la necesaria reserva. Sin embargo, el interés del ejercicio persiste por cuanto que las características del pseudo-panel utilizado han permitido la estimación de un modelo dinámico de decisión individual en consumo, con un número muy elevado de observaciones temporales.

## EXCESO DE SENSIBILIDAD A LA RENTA

La evidencia presentada en el segundo capítulo confirma la presencia de exceso de sensibilidad a la renta del consumo agregado español, de acuerdo con los resultados de López Salido (1993). El contraste utiliza el método de Anderson-Hsiao para la estimación de modelos dinámicos con paneles de datos, con la finalidad de eliminar los efectos individuales y evitar los problemas asociados a los mismos en este tipo de modelos. Por otro lado, el examen de distintas baterías de instrumentos de la variable endógena desfasada confirma la sensibilidad de los estimadores MGM a los instrumentos utilizados, como han señalado Hansen y Singleton (1982) y Epstein y Zin (1991). A este respecto, hemos de señalar que no se impone la no estacionariedad del consumo a lo largo de todo el análisis empírico realizado, siguiendo la práctica generalizada en la mayor parte de la literatura con datos macroeconómicos, aunque de forma diferente a la de los estudios con datos microeconómicos.

El análisis empírico se realiza para distintas categorías de gasto en consumo, obtenidas ex-profeso mediante la agregación de las partidas de gasto disponibles en la ECPF. En ese sentido, se tuvo un cuidado especial en el diseño de los agregados para el gasto en consumo de bienes duraderos y de no duraderos, aunque en este terreno la encuesta presenta muchas limitaciones en cuanto se desciende en el nivel de agregación de las distintas partidas de gasto registradas.

Los resultados obtenidos permiten concluir que el gasto total en consumo y el gasto en consumo de bienes duraderos presentan exceso de sensibilidad a la renta de forma clara. Los resultados son, adicionalmente, robustos a la estacionalidad y se mantienen para especificaciones más amplias del modelo. Debe señalarse que el gasto en bienes duraderos muestra la mayor sensibilidad a la renta de todos los agregados de gasto considerados. Por otro lado, los resultados muestran un comportamiento notablemente diferente de este último con respecto al gasto en bienes no duraderos, con un signo de la variable endógena desfasada negativo para el primero y positivo para el segundo. Este resultado se toma como evidencia de durabilidad y persistencia de los hábitos, respectivamente, de acuerdo con Hayashi (1985a) y Deaton (1992). Desgraciadamente, la inexistencia de datos de stocks en la encuesta impide

el contraste de un modelo más adecuado para el análisis de la evolución temporal de este agregado de gasto.

Las otras dos partidas de gasto consideradas, alimentación y gasto en bienes no duraderos, se revelan más conformes con las implicaciones del modelo teórico, sobre todo en el caso de la primera, mientras que se obtiene una evidencia contradictoria para la segunda. Sin embargo, el hecho de que los bienes cuyos gastos se han considerado en la elaboración de esta partida, con un elevado carácter de "ineludibles" todos ellos, y cuya elección se justificó por la necesidad de conseguir gastos lo más mayoritarios posible, nos hacen sospechar que, con supuestos de agregación menos restrictivos, quizá los resultados hubieran sido diferentes. Por último, la evidencia encontrada suscita serias dudas sobre la adecuación de la categoría de gasto en alimentos, bebidas y tabaco, tradicionalmente una de las más utilizadas en la literatura comparada, para contrastar la validez del modelo. Parece, a la vista de dicha evidencia, que si alguna categoría de gasto en consumo se adecua al patrón temporal implicado por el modelo es precisamente ésta. En ese sentido, su elección para el contraste, basándose en estrictos supuestos de coherencia y rigor teórico con lo postulado por la teoría, en unos casos, e impuesta por las fuentes estadísticas utilizadas en otros, puede decir realmente poco del comportamiento de la mayor parte del consumo agregado.

Adicionalmente, la inclusión de las variables que influyen en las preferencias de la economía doméstica (edad, número de miembros del hogar, número de estos mayores de 14 años) se revela muy poco satisfactoria, a tenor de los resultados obtenidos. Sin tener una indicación clara de la explicación de este resultado, nos inclinamos a pensar que la muestra disponible no tiene la suficiente variabilidad para captar el efecto de estas variables, que además puede estar condicionado por el procedimiento utilizado en su obtención. En ese sentido, debe tenerse en cuenta que, a pesar de que la muestra comprende 20 observaciones temporales, tan sólo abarca cinco años, un período de tiempo demasiado corto para confiar en la bondad de los resultados en este terreno.

Otra de las conclusiones relevantes del análisis es el valor elevado, en términos relativos, que presenta la elasticidad de sustitución intertemporal en las ecuaciones de Euler

finalmente obtenidas. Este resultado, que ya había sido documentado en trabajos previos, como Mones, Salas y Ventura (1992) y López Salido (1993), es realmente sorprendente por su alejamiento de los valores estimados para otras economías, especialmente la norteamericana, como pudimos comprobar en el capítulo primero. La explicación reside, muy probablemente, en que estos trabajos han utilizado dato agregado y, por lo general, cuando han utilizado dato microeconómico, la variable consumo empleada no ha sido la más apropiada para esta tarea. En ese sentido, parece bien documentado el papel comparativamente más importante que esta variable tiene en la evolución del consumo de bienes duraderos, el cual aparece así, habida cuenta de los resultados de los controles por estacionalidad y shocks agregados, como mucho más estrechamente vinculado al ciclo económico que el consumo de bienes no duraderos.

A la vista de estos resultados, las explicaciones teóricas que se pueden ofrecer para el rechazo del modelo son, fundamentalmente, dos: la existencia de restricciones de liquidez, la más tradicional, y/o la posibilidad de que los individuos utilicen el ahorro como un "colchón" para atenuar las oscilaciones del ciclo económico. La evidencia presentada en el capítulo segundo no permite discriminar entre ninguna de ambas. En el caso de los bienes de consumo duradero, la explicación teórica relevante incidiría, de forma especial, en la característica de planeados que, para las economías domésticas, tienen los gastos en estos bienes. Las decisiones de gasto en los mismos se pueden posponer cuando la incertidumbre crece por encima de un cierto umbral, o cuando no se pueden financiar por la existencia de restricciones de liquidez, con la finalidad de alcanzar una mayor tasa de ahorro, lo cual obliga a mantener stocks excesivamente depreciados, y, de alguna forma, a violar la hipótesis del paseo aleatorio. Desde este punto de vista, la durabilidad de los bienes se convierte en una característica fundamental en la explicación del comportamiento intertemporal del consumo, por más que la ausencia de datos de stocks de bienes duraderos de las familias, al menos en el caso español, dificulta enormemente la tarea de contrastar su papel empíricamente. Finalmente, la cuestión de la importancia de la incertidumbre en el comportamiento del consumo se vuelve igualmente relevante, puesto que alteraciones en el grado de la misma pueden estar detrás de oscilaciones del gasto en bienes duraderos.

## EVALUACION EMPIRICA DE LAS RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ.

El capítulo cuarto de la Tesis ha estado dedicado al análisis de la repercusión de las restricciones de liquidez en el caso español, una vez se ha evidenciado la presencia de exceso de sensibilidad a la renta. El resultado de la medición de dicha repercusión de las mismas se ha revelado fructífero, en líneas generales, si bien está sujeto a múltiples problemas que vienen determinados tanto por el propio procedimiento de estimación econométrica, que impone la necesidad de obtener términos de perturbación lo menos alterados posible, para no desvirtuar el valor del multiplicador de Lagrange resultado de la existencia de aquéllas, como por los sesgos por error de medida implícitos en la obtención de las muestras a nuestra disposición.

En cualquier caso, los resultados revelan muy claramente que existen comportamientos diferenciados dentro de la población activa trabajadora en el terreno del consumo, confirmando nuestras impresiones previas y haciendo ineludible en las aplicaciones empíricas con dato microeconómico la adecuada ponderación del supuesto de agente representativo de las modelizaciones teóricas. Este fenómeno es muy relevante y tiene una gran importancia por sí mismo, incluso aunque se ignorasen las estimaciones obtenidas para los multiplicadores de Lagrange. Adicionalmente, el hecho de que las diferencias detectadas en el comportamiento consumidor guarden una relación con la riqueza no humana de las economías domésticas, de acuerdo con las muestras empleadas en las estimaciones y el criterio de selección utilizado, está señalando un papel relevante a las restricciones de liquidez en la explicación del consumo individual.

Los valores estimados de los multiplicadores de Lagrange sobre una serie de variables relevantes muestran una significativa relación negativa con la edad, de acuerdo con lo esperado. La idea de que las restricciones de liquidez son especialmente sentidas por la fracción más joven de la sociedad está ampliamente documentada en la literatura. Sin embargo, en línea con nuestros resultados previos en el contraste de exceso de sensibilidad, el resto de variables consideradas muestran unos resultados no concluyentes.

Por otra parte, los resultados permiten también concluir que las restricciones de liquidez tienen una repercusión diferenciada según la categoría de consumo considerada. Las diferencias obtenidas entre los valores efectivos y las predicciones teóricas para el consumo total y para el de bienes no duraderos parecen señalar que donde son realmente importantes los problemas de financiación del gasto es en el consumo de bienes duraderos, confirmando nuestras conclusiones anteriores. De nuevo, el consumo de bienes no duraderos parece evidenciar un comportamiento más adecuado con el modelo teórico, de acuerdo con los resultados previos. El hecho de que sea esta categoría de consumo la que presenta características de no estacionariedad avala también esta conclusión. Al mismo tiempo, los resultados de exceso de sensibilidad que las muestras presuntamente restringidas en liquidez evidencian en esta categoría de consumo deben matizarse adecuadamente, dados los comparativamente reducidos valores absolutos de los multiplicadores obtenidos para la misma y el número elevado de casos en los que presentan signos negativos. Por otra parte, ello reconcilia estos resultados con los del capítulo previo, donde, como hemos visto, la muestra total, sin distinguir entre individuos presuntamente sujetos y no sujetos a restricciones de liquidez, no evidencia exceso de sensibilidad en el consumo de bienes no duraderos.

Por todo ello, creemos que el conjunto de la evidencia presentada avala, para el caso español, la hipótesis de ausencia de separabilidad y restricciones de liquidez en el consumo de bienes duraderos de Chah, Ramey y Starr (1992), si bien de forma indirecta. En el presente trabajo, no ha sido posible medir la repercusión de las restricciones de liquidez en el gasto en esta categoría de consumo a partir de los datos de la ECPF, dado que hubiéramos debido seleccionar las muestras de individuos restringidos y no restringidos en base a una muestra total de muy reducido tamaño medio, debido a la enorme censura en el gasto en bienes duraderos, generando de esta forma un insoportable sesgo por error de medida en las estimaciones.

Finalmente, hemos de notar que los valores obtenidos para las restricciones de liquidez son notablemente elevados, en línea con los resultados de Japelli y Pagano (1989), en los que España aparece como uno de los países en los que las restricciones de liquidez son más elevadas, en comparación con el resto de economías examinadas.

## EL AHORRO POR EL MOTIVO PRECAUCION Y LAS RESTRICCIONES DE LIQUIDEZ.

En el último capítulo de esta Tesis se intenta evaluar la repercusión de la incertidumbre en la elección intertemporal del consumidor mediante técnicas de simulación que parten del supuesto de coexistencia de restricciones de liquidez y ahorro por el motivo precaución. Sin embargo, los resultados obtenidos deben ser examinados con las necesarias cautelas, habida cuenta de las deficiencias del pseudo-panel de datos en el que se basa el análisis.

La técnica de simulación utilizada parte de la estimación de la ecuación de Euler sobre dicho pseudo-panel de datos, al tiempo que tiene en cuenta la evolución temporal de las variables que alteran la función de utilidad de los hogares. La consideración de estos factores es muy importante en la simulación de perfiles de ciclo vital; la primera, por razones obvias, si se parte de los postulados de elección intertemporal del consumo, mientras que la segunda puede ser muy relevante por su repercusión en las alteraciones del consumo a lo largo del ciclo vital de los individuos. En ese sentido, los trabajos de Banks (1993) y Banks, Blundell y Preston (1993), a partir de un análisis muy similar al realizado en la presente Tesis, aunque con unos objetivos distintos, son un claro ejemplo del tipo de resultados que se pueden obtener en cuanto se considera, por ejemplo, la decisión de tener hijos. Adicionalmente, este tipo de análisis es especialmente relevante por cuanto que, en principio, permite evaluar la influencia de las características demográficas sobre la senda de consumo a lo largo del ciclo vital.

A nuestro juicio, los resultados preliminares que se obtienen satisfacen los objetivos planteados. En primer lugar, existe evidencia de que los individuos consideran como relevante el diferencial entre la tasa de preferencia temporal y el tipo de interés, pero no el nivel de ninguno de ellos. Este resultado es importante, por cuanto que permite enriquecer el tipo de análisis y la discusión que, sobre estas cuestiones, puede generar un punto de vista exclusivamente agregado. Buen número de cuestiones puramente microeconómicas, como son la incertidumbre tanto en la renta laboral como en la no laboral, así como la estructura demográfica de la población por edades, ocupaciones, etc., pueden tener diferentes efectos

en el comportamiento del ahorro agregado, lo que supone una ampliación notable de las posibilidades del análisis del mismo con respecto a los términos en los que se formula el debate en la actualidad.

Los resultados obtenidos en los ejercicios de simulación realizados establecen, de forma inequívoca, la importancia de la incertidumbre en la renta sobre el comportamiento de los consumidores, a pesar de que el proceso estadístico utilizado para la renta no es, posiblemente, la mejor representación de la realidad. Por otra parte, la incertidumbre en los tipos de interés no aparece como un factor a tener en cuenta, al no ser el nivel de dicha variable lo que influye sobre las sendas óptimas de consumo y ahorro. Este resultado concuerda con las respuestas de consumo dadas por algunos grupos de consumidores en relación a su ocupación, tema que ya ha sido abordado por Skinner (1988). En línea con lo señalado anteriormente, los resultados presentados abren una vía para el estudio y la cuantificación de los efectos de las variables que determinan la incertidumbre en la renta, como son, por ejemplo, el tipo de ocupación y el desempleo, y, a su través, sobre la tasa de ahorro de la economía. El análisis mediante cohortes adecuadamente definidas puede también ser útil para medir las diferencias o similitudes en el comportamiento del consumo y el ahorro de distintos grupos de la población, e intentar cuantificar sus efectos a nivel agregado.

El paso siguiente en la línea de investigación que inicia este trabajo debe ser simular el comportamiento de consumo para todas las cohortes contenidas en la información muestral que representa a la población española, a partir de un pseudo-panel similar a los considerados en los capítulos tercero y cuarto, cuyos resultados permitan establecer comparaciones mucho más interesantes que las extraídas hasta este momento. El objetivo final debe ser la cuantificación, mediante algún procedimiento de agregación, por ejemplo a través de los factores de elevación a la población que aparecen en la información muestral de la encuesta, de los valores del consumo y el ahorro, de forma que sea posible establecer sus propiedades y reproducir, en su caso, los datos proporcionados por la Contabilidad Nacional.

## REFLEXIONES FINALES

Los resultados que se han obtenido en esta tesis permiten concluir que existe una gran distancia entre los postulados del modelo de la renta permanente con expectativas racionales y el comportamiento del consumo agregado español, lo que, por otra parte, está de acuerdo con la evidencia previa para nuestra economía y para otras que han sido examinadas con mayor detalle. Asimismo, podemos concluir que la explicación del exceso de sensibilidad es mucho más compleja de lo que podría pensarse en principio. A pesar de que la evidencia presentada permite señalar un papel muy importante a las restricciones de liquidez, tampoco puede descartarse la influencia de la incertidumbre y el ahorro por el motivo precaución, como hemos podido comprobar en el último capítulo de la presente Tesis, de forma que ambas explicaciones pueden compatibilizarse para explicar el comportamiento del consumo agregado español, de acuerdo con el argumento de Deaton (1991 y 1992).

La imagen que se desprende del examen de dicho comportamiento nos hace pensar que el efecto de las restricciones de liquidez sobre el consumo de los individuos, limitando la realización de sus decisiones óptimas, se hace más acusado en los momentos de elevados ingresos y baja incertidumbre, mientras que los mismos individuos actúan racionalmente haciendo crecer su ahorro de forma voluntaria, reduciendo por tanto su consumo, cuando sus ingresos caen y la incertidumbre es más elevada. En ambos casos, el resultado es, precisamente, la evolución paralela de renta y consumo agregados que se ha dado en llamar exceso de sensibilidad.

Adicionalmente, los resultados obtenidos avalan la importancia de los supuestos de separabilidad en el rechazo del modelo. Una situación laboral insatisfactoria para el individuo es un argumento poderoso en contra de este supuesto, y, en este sentido, hemos de tener presentes las elevadas cifras de la tasa de paro en la economía española. Al mismo tiempo, en línea con la argumentación del cuarto capítulo, si las restricciones de liquidez afectan de forma especial al consumo de bienes duraderos y si existe no separabilidad entre ambas categorías de bienes, es posible un comportamiento del consumo de bienes no duraderos lejano al modelo, reconciliando los resultados de los capítulos tercero y cuarto de esta Tesis. Adicionalmente, el consumo de duraderos es, a nuestro juicio, el elemento más importante

en la explicación de no separabilidades intertemporales.

Por otro lado, en el terreno de la investigación empírica, las cuestiones de agregación aparecen como uno de los factores más importantes en los resultados que es posible obtener. El problema de la agregación ha estado presente a lo largo de toda la realización de esta Tesis, con múltiples facetas e influyendo sobre muy variados problemas. En ese sentido, el análisis empírico del consumo a nivel macroeconómico se ve tremendamente condicionado por dicho problema, tanto en el ámbito de la mera agregación individual, como en el de las características de los agregados de gasto considerados. En el primer caso, como ya hemos señalado, el análisis puramente descriptivo del capítulo segundo permite comprobar notables diferencias en el comportamiento económico de individuos con distinta situación activa u laboral. En el segundo, es fundamental tener en cuenta las características del agregado de consumo que se está analizando. Los resultados han demostrado la existencia de comportamientos de consumo muy diferentes en función precisamente de este elemento.

Estas razones avalan la adopción de soluciones empíricas a este problema como la que suponen los pseudo-paneles de datos. Indudablemente, la investigación en esta materia se encuentra en una fase muy inicial de su desarrollo, con muy escasos ejemplos de aplicación, pero el escaso camino recorrido por la literatura ha dado lugar a resultados muy interesantes. Desafortunadamente, los costes asociados a la utilización de esta metodología estadística, tan elevados como los de la aplicación de las técnicas de panel, dado su recurso a las mismas fuentes estadísticas, ha retraído a la profesión hacia este tipo de estudios, a pesar de su potencialidad en relación a todas las cuestiones consideradas.

Hemos de señalar también la peculiaridad del período al que corresponden los datos utilizados, y que constituye uno de los momentos más dinámicos de la evolución reciente de la economía española. En ese sentido, la vinculación que los datos establecen entre el consumo individual y renta es muy relevante. No se debe olvidar que este período se ha caracterizado por unas tasas muy elevadas de consumo, acompañadas por altas tasas de ingreso de las economías domésticas. Así, la evidencia de que la relación entre consumo y renta es positiva no resulta extraña, y parece confirmar o bien la hipótesis de que los individuos consideraban que las elevaciones en la renta durante este período tenían carácter

permanente, o bien que eran tomadas como señales del agravamiento futuro de las restricciones de liquidez. Cualquiera de las dos posibilidades es interesante por sí misma, y adquiere su total significación cuando se conjuga con el particular período de análisis considerado, en el cual, adicionalmente, la economía española ha presentado unos tipos de interés particularmente elevados. Al mismo tiempo, todo indica que la incertidumbre no debió ser un problema especialmente significativo para el consumo durante esos años, como demuestra, indirectamente, la reducida tasa de ahorro de la economía en los mismos. Todo ello confiere relevancia adicional al efecto que el capítulo quinto de la Tesis otorga a la incertidumbre sobre el consumo y el ahorro. En cualquier caso, la ampliación del estudio a los años posteriores a 1989 se hace muy necesaria por cuanto que, a partir de entonces, la economía española ha presentado una evolución notablemente distinta.

Para terminar, los resultados de la presente Tesis mantienen abierta una vía para las actuaciones de política económica con la finalidad de influir en el consumo y el ahorro en la economía. La evidencia de exceso de sensibilidad a la renta es un argumento poderoso en apoyo de las políticas económicas de gestión de la demanda agregada. Sin embargo, los resultados también indican que dichas actuaciones deberían presentar una orientación claramente microeconómica, para alcanzar su más elevado grado de efectividad. En ese sentido, debemos recordar que la evidencia señala la existencia de dos grupos de individuos en la economía, diferenciados en razón a su sometimiento a restricciones de liquidez. Por lo tanto, estas actuaciones deberían dirigirse fundamentalmente hacia los individuos restringidos, con la finalidad expresa de relajar el efecto de tales restricciones. No estamos diciendo con ello que las políticas tradicionales de demanda agregada no sean eficaces, sino tan solo señalando su menor eficacia relativa con respecto a un diseño microeconómico de la política económica. Por otra parte, las actuaciones del sector público deberían encaminarse, de la misma forma, a la reducción de la tasa de incertidumbre, dadas sus repercusiones sobre el ahorro agregado. Sin embargo, no parece que los aspectos microeconómicos puedan ser relevantes en el diseño de la política económica en relación a este tema, dado el escaso control que el sector público tiene sobre esta variable, a pesar de que parece existir una estrecha asociación entre la ocupación y la tasa de incertidumbre sobre los ingresos. En cualquier caso, esta es una cuestión que no podemos responder con la evidencia obtenida, y que deberá ser abordada en futuras investigaciones.

---

## **BIBLIOGRAFIA**

**Adda, J. & Boucekkine, R. (1993):** "Liquidity Constraints, Habit Formation and Durability: Some Simulation Exercises", mimeo.

**Alessie, R.; Melenberg, B. & Weber, G. (1988):** "Consumption, Leisure and Earnings-Related Liquidity Constraints. A note", Economics Letters, vol. 27, 101-104.

**Alessie, R.; Devereux, M.P. & Weber, G. (1993):** "Intertemporal Consumption, Durables and Liquidity Constraints: A Cohort Analysis", mimeo.

**Altonji, J.G. & Siow, A. (1987):** "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (Noisy) Panel Data", Quarterly Journal of Economics, vol. 102, 293-328.

**Anderson, T.W. & Hsiao, C. (1982):** "Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data", Journal of Econometrics, vol. 18, 47-62.

**Ando, A.; Guiso, L. & Terlizzese, D. (1993):** "Dissaving by the Elderly, Transfer Motives and Liquidity Constraints", NBER Working Paper Series, n° 4569.

**Andrés, J.; Molinas, C. & Taguas, D. (1990):** "Una función de Consumo Privado para la Economía Española: Aplicación del Análisis de Cointegración", Cuadernos Económicos de ICE, vol. 44, 173-212.

**Arellano, M. (1989):** "A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data", Economics Letters, vol. 31, 337-41.

**Arellano, M. & Bond, S. (1988):** "Dynamic Panel Data Estimation using DPD - A Guide for Users", IFS Working Paper, 88/15.

**Arellano, M. & Bover, O. (1990):** "La Econometría de Datos de Panel", Investigaciones Económicas, vol. 14, 3-45.

**Argimón, I.; Gonzalez Páramo, J.M. & Roldan, J.M. (1993):** "Ahorro, Riqueza y Tipos de Interés en España", Investigaciones Económicas, vol. 17, 313-32.

**Attanasio, O.P. (1993):** "A Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households", NBER Working Paper Series, n° 4454.

**Attanasio, O.P. & Browning, M. (1993):** "Consumption over Life Cycle and over the Business Cycle", NBER Working Paper Series, n° 4453.

**Attanasio, O.P. & Weber, G. (1989):** "Intertemporal Substitution, Risk Aversion and the Euler Equation for Consumption", Economic Journal, vol. 99, 59-73.

**Attanasio, O.P. & Weber, G. (1992a):** "Consumption Growth, the Interest Rate and Aggregation", Review of Economic Studies, en prensa.

**Attanasio, O.P. & Weber, G. (1992b):** "Consumption Growth and Excess Sensitivity to Income: Evidence from US Micro Data", IFS Working Paper, n° 92/15.

**Attanasio, O.P. y Weber, G. (1992c):** "The UK Consumption Boom of the late 1980's: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence", IFS Working Papers, n° 92/17.

**Attanasio, O.P.; Banks, J.; Meghir, C. & Weber, G. (1994):** "Dynamic Consumption and Saving Behavior in the US and the UK", mimeo.

**Attfield, C.L.F.; Demery, D. & Duck, N.W. (1990):** "Saving and Rational Expectations: Evidence for the U.K.", Economic Journal, vol. 100, 1269-76.

**Attfield, C.L.F.; Demery, D. & Duck, N.W. (1992):** "Partial Adjustment and the Permanent Income Hypothesis", European Economic Review, vol. 36, 1205-22.

**Banks, J. (1993):** "The Simulation of Intertemporal Expenditure Allocations and Tax Changes", Institute for Fiscal Studies, mimeo.

**Banks, J.; Blundell, R. & Preston, I. (1993):** "Life-Cycle Expenditure Allocations and the Consumption Costs of Children", Institute for Fiscal Studies, mimeo.

**Barsky, R.B.; Mankiw, N.G. & Zeldes, S.P. (1986):** "Ricardian Consumers with Keynesian Propensities", American Economic Review, vol. 76, 676-91.

**Batchelor, R. & Dua, P. (1992):** "Survey Expectations in the Time Series Consumption Function", The Review of Economic and Statistics, vol. 74, 598-606.

**Bean, C.R. (1986):** "The Estimation of 'Surprise' Models and the 'Surprise' Consumption Function", Review of Economic Studies, vol. 53, 497-516.

**Bernanke, B.S. (1984):** "Permanent Income, Liquidity, and Expenditure on Automobiles: Evidence from Panel Data", Quarterly Journal of Economics, vol. 99, 585-614.

**Bernanke, B. (1985):** "Adjustment Costs, Durables, and Aggregate Consumption", Journal of Monetary Economics, vol. 15, 41-68.

**Bernheim, D. (1987):** "Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence", en NBER Macroeconomics Annual. 1987, 263-303.

**Bewley, T. (1977):** "The Permanent Income Hypothesis: A Theoretical Formulation". Journal of Economic Theory, vol. 16, 252-92.

**Bilson, J.F.O. (1980):** "The Rational Expectations Approach to the Consumption Function: A Multicountry Study", European Economic Review, vol. 14, 273-99.

**Biørn, E. (1992):** "Panel Data with Measurement Errors", en Mátyás, L. & Sevestre, P. (eds.), "The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications", Kluwer Academic Publishers.

**Blanchard, O.J. & Mankiw, N.G. (1988):** "Consumption: Beyond Certainty Equivalence", American Economic Review, Papers and Proceedings, vol.78, 173-77.

**Blinder, A.S. & Deaton, A.S. (1985):** "The Time Series Consumption Function Revisited", Brookings Papers on Economic Activity, vol. 2, 465-511.

**Blundell, R. (1988):** "Consumer Behaviour: Theory and Empirical Evidence - A Survey", Economic Journal, vol. 98, 16-65.

**Blundell, R.; Browning, M. & Meghir, C. (1989):** "A Microeconomic Model of Intertemporal Substitution and Consumer Demand", UCL Discussion Paper, n° 89-11.

**Blundell, R.; Meghir, C. & Neves, P. (1993):** "Labour Supply and Intertemporal Substitution", Journal of Econometrics, vol. 59, 137-60.

**Blundell, R.; Fry, V. & Meghir, C. (1990):** "Preference Restrictions in Microeconomic Models of Life-Cycle Behaviour under Uncertainty", en Florens, J.P.; Ivaldi, M.; Laffont, J.J. & Laisney, F. (eds.) "Microeconometrics: Surveys and Applications", Basil Blackwell.

**Blundell, R.W. & Walker, I. (1986):** "A Life-cycle Consistent Empirical Model of Family Labour Supply using Cross-section Data", Review of Economic Studies, vol. 53, 539-58.

**Borooah, V.K. & Sharpe, D.R. (1986):** "Aggregate Consumption and the Distribution of Income in the United Kingdom: An Econometric Analysis", Economic Journal, vol. 96, 449-66.

**Braun, P.A.; Constantinides, G.M. & Ferson, W.E. (1992):** "Time Durability in Aggregate Consumption: International Evidence", NBER Working Paper Series, n° 4104.

**Browning, M. (1987):** "Eating, Drinking, Smoking, and testing the Lifecycle Hypothesis", Quarterly Journal of Economics, vol. 102, 329-45.

**Browning, M.; Deaton, A.S. & Irish, M. (1985):** "A profitable approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle", Econometrica, vol. 53, 503-43.

**Browning, M. & Meghir, C. (1991):** "The Effects of Male and Female Labor Supply on Commodity Demands", Econometrica, vol. 59, 925-51.

**Brugiavini, A. & Weber, G. (1992):** "Durable and Nondurable Consumption: Evidence from Italian Household Data", IFS Working Papers, n° 92/13.

**Caballero, R.J. (1990):** "Consumption Puzzles and Precautionary Savings", Journal of Monetary Economics, vol. 25, 113-136.

**Caballero, R.J. (1991):** "Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation", American Economic Review, vol. 81 859-71.

**Caballero, R.J. (1992):** "Near-Rationality, Heterogeneity and Aggregate Consumption", NBER Working Paper Series, n° 4035.

**Caballero, R.J. (1993):** "Durable Goods: An Explanation for their Slow Adjustment", Journal of Political Economy, vol. 101, 351-84.

**Campbell, J.Y. (1987):** "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis", Econometrica, vol. 55, 1249-73.

**Campbell, J.Y. (1992):** "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data", NBER Working Paper Series, n° 3989.

**Campbell, J.Y. & Deaton, A.S. (1989):** "Why is Consumption So Smooth?", Review of Economic Studies, vol. 56, 357-74.

**Campbell, J.Y. & Mankiw, N.G. (1989):** "Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence", en Blanchard, O.J. & Fischer, S. (eds), NBER Macroeconomics Annual 1989, Cambridge, Mass. MIT Press, 185-216.

**Campbell, J.Y. & Mankiw, N.G. (1990):** "Permanent Income, Current Income and Consumption", Journal of Business and Economic Statistics, vol. 8, 269-79.

**Campbell, J.Y. & Mankiw, N.G. (1991):** "The Response of Consumption to Income. A Cross-Country Investigation", European Economic Review, vol. 35, 723-56.

**Carroll, C.D. (1992):** "The Buffer Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence", Brookings Papers on Economic Activity, vol. 2, 61-135.

**Carroll, C.D. & Summers, L.H. (1987):** "Why have Private Savings Rates in the United States and Canada Diverged", Journal of Monetary Economics vol. 20, 249-79.

**Carroll, C.D. & Summers, L.H. (1991):** "Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence", en Bernheim, D.B. & Shoven, J.B. (eds.) "National Saving and Economic Performance", Chicago University Press, 305-43.

**Chah, E.Y.; Ramey, V.A. & Starr, R.M. (1991):** "Liquidity Constraints and Intertemporal Consumer Optimization: Theory and Evidence from Durable Goods", NBER Working Paper Series, n° 3907.

**Christiano, L.J. (1987):** "Is Consumption Insufficiently Sensitive to Innovations in Income?", American Economic Review, Papers and Proceedings, vol. 77, 337-41.

**Christiano, L.J.; Eichenbaum, M. & Marshall, D. (1991):** "The Permanent Income Hypothesis Revisited", Econometrica, vol. 59, 397-423.

**Clarida, R.H. (1991):** "Aggregate Stochastic Implications of the Life Cycle Hypothesis", Quarterly Journal of Economics, vol. 106, 851-67.

**Cochrane, J.H. (1989):** "The Sensitivity of Tests of the Intertemporal Allocation of Consumption to Near-Rational Alternatives", American Economic Review, vol. 79, 319-37.

**Cochrane, J.H. (1990):** "Univariate vs. Multivariate Forecasts of GNP Growth and Stock Returns: Evidence and Implications for the Persistence of Shocks, Detrending Methods, and Tests of the Permanent Income Hypothesis", NBER Working Paper Series, n° 3427.

**Cochrane, J.H. (1991):** "A Simple Test of Consumption Insurance", Journal of Political Economy, vol. 99, 957-76.

**Collado, M.D. (1992):** "Estimating Dynamic Models from Time Series of Cross-Sections". Documento de Trabajo n° 9206, CEMFI.

**Constantinides, G.M. (1990):** "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle", Journal of Political Economy, vol. 98, 519-43.

**Cox, D. (1990):** "Intergenerational Transfers and Liquidity Constraints", Quarterly Journal of Economics, Feb., 187-217.

**Cuddington, J.T. (1982):** "Canadian Evidence on the Permanent Income-Rational Expectations Hypothesis", Canadian Journal of Economics, vol. 15, 331-35.

**Cushing, M.J. (1992):** "Liquidity Constraints and Aggregate Consumption Behavior", Economic Inquiry, vol. 30, 134-53.

**Dali, V. & Hadjimatheou, G. (1981):** "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Evidence for the U.K. Economy", Journal of Political Economy, vol. 89, 596-99.

**Dardanoni, V. (1991):** "Precautionary Savings under Income Uncertainty: A Cross-Sectional Analysis", Applied Economics, vol. 23, 153-60.

**Davidson, J.E.H. & Hendry, D.P. (1981):** "Interpreting Economic Evidence: The Behaviour of Consumer's Expenditure in the UK", European Economic Review, vol. 15, 177-92.

**Davidson, J.E.H.; Hendry, D.P.; Srba, F. & Yeo, S. (1978):** "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom", The Economic Journal, vol. 88, 661-92.

**Davies, J.B. (1981):** "Uncertain Lifetime, Consumption, and Dissaving in Retirement", Journal of Political Economy, vol. 89, 561-77.

**Deaton, A.S. (1977):** "Involuntary Saving Through Unanticipated Inflation", American Economic Review, vol. 67, 899-910.

**Deaton, A.S. (1985):** "Panel Data from Time Series of Cross-Sections", Journal of Econometrics, vol. 30, 109-26.

**Deaton, A.S. (1987):** "Life Cycle Models of Consumption: Is the Evidence Consistent with the Theory?", en Bewley, T.F. (ed.), Advances in Econometrics, Fifth World Congress, vol. II, Cambridge: Cambridge University Press, 121-46.

**Deaton, A.S. (1991):** "Saving and Liquidity Constraints", Econometrica, vol. 59, 1221-48.

**Deaton, A.S. (1992):** "Understanding Consumption", Clarendon Lectures in Economics: Oxford University Press.

**Deaton, A.S. & Laroque, G. (1992):** "On the behavior of Commodity Prices". Review of Economic and Economic Studies, vol. 59, 1-23.

**Deaton, A.S. & Muellbauer, J. (1983):** "Economics and Consumer Behavior", New York: Cambridge University Press.

**Deaton, A.S. & Paxson, C. (1993):** "Intertemporal Choice and Inequality", Nber Working Paper Series, n° 4328.

**Den Haan, V. & Marcet, A. (1990):** "Solving a Simple Growth Model by Parameterizing Expectations", Journal of Business Economics and Statistics,

**Deaton, A.S. & Muellbauer, J. (1981):** "Functional Forms for Labour Supply and Commodity Demands with and without Quantity Restriction", Econometrica, vol. 49, 720-44.

**Diebold, F.X. & Rudebusch, G.D. (1991):** "Is Consumption Too Smooth? Long Memory and the Deaton Paradox", The Review of Economics and Statistics, vol. 73, 1-9.

**Dor, E. (1992):** "Modèles de Consommation avec Contraintes Quantitatives et Financières", Tesis Doctoral, Departament des Sciences Economiques, Universite Catholique de Louvain.

**Drèze, J.H. & Modigliani, F. (1972):** "Consumption Decisions under Uncertainty", Journal of Economic Theory, vol. 5, 308-335.

**Drobny, A. & Hall, S.G. (1989):** "An Investigation of the Long-Run Properties of Aggregate Non-Durable Consumer's Expenditure in the United Kingdom", Economic Journal, vol. 99, 454-60.

**Duesenberry, J.S. (1949):** "Income, Saving and the Theory of Consumer Behaviour". Cambridge, Mass: Harvard University Press.

**Dynarski, M. & Sheffrin, S. (1987):** "Consumption and Unemployment", Quarterly Journal of Economics, vo. 102, 411-28.

**Eichenbaum, M.S.; Hansen, L.P. & Singleton, K. (1988):** "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choice under Uncertainty", Quarterly Journal of Economics, vol. 103, 51-78.

**Epstein, L.G. & Zin, S.E. (1989):** "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework", Econometrica, vol. 57, 937-69.

**Epstein, L.G. & Zin, S.E. (1991):** "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis", Journal of Political Economy, vol. 99, 263-86.

**Ermini, L. (1988):** "Temporal Aggregation and Hall's Model of Consumption Behaviour", Applied Economics, vol. 20, 1317-20.

**Ermini, L. (1988):** "Some New Evidence on the Timing of Consumption Decisions and on their Generating Process", The Review of Economics and Statistics, vol. 71, 643-50.

**Ferson, W.E. & Constantinides, G.M. (1991):** "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests", Journal of Financial Economics, vol. 29, 199-240.

**Fisher, I. (1907):** "The Rate of Interest", New York: Macmillan.

**Fisher, I. (1930):** "The Theory of Interest", New York: Macmillan.

**Flavin, M.A. (1981):** "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income", Journal of Political Economy, vol. 89, 974-1009.

**Flavin, M.A. (1985):** "Excess Sensitivity of Consumption to Current Income: Liquidity Constraints or Myopia?", Canadian Journal of Economics, vol. 17, 117-36.

**Flavin, M.A. (1988):** "The Excess Smoothness of Consumption: Identification and Interpretation", NBER Working Papers, n° 2807.

**Friedman, M. (1957):** "A Theory of the Consumption Function", Princeton, New Jersey: Princeton University Press.

**Galí, J. (1990):** "Finite Horizons, Life-Cycle Savings, and Time-Series Evidence on Consumption", Journal of Monetary Economics, vol. 26, 433-52.

**Galí, J. (1991):** "Budget Constraints and Time-Series Evidence on Consumption", American Economic Review, vol. 81, 1238-53.

**Goodfriend, M. (1992):** "Information-Aggregation Bias", American Economic Review, vol. 82, 508-19.

**Griliches, Z. & Hausman, J.A. (1986):** "Errors in Variables in Panel Data", Journal of Econometrics, vol. 31, 93-118.

**Grossman, S.J. & Shiller, R.J. (1982):** "Consumption Correlatedness and Risk Measurement in Economies with Nontraded Assets and Heterogeneous Information", Journal of Financial Economics, vol. 10, 195-210.

**Guiso, L.; Jappelli, T. & Terlizzese, D. (1992):** "Earnings Uncertainty and Precautionary Saving", Journal of Monetary Economics, vol. 30, 307-38.

**Hall, R.E. (1978):** "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence". Journal of Political Economy, vol. 86, 971-87.

**Hall, R.E. (1988a):** "Substitution over Time in Work and Consumption", NBER Working Paper Series, n° 2789.

**Hall, R.E. (1988b):** "Intertemporal Substitution in Consumption", Journal of Political Economy, vol. 96, 339-57.

**Hall, R.E. (1989):** "Consumption", en Barro, R.J. (ed.), "Modern Business Cycle Theory", Basil Blackwell & Harvard University Press, 153-77

**Hall, R.E. (1990):** "The Rational Consumer", Mass: Massachusetts Institute of Technology.

**Hall, R.E. & Mishkin, F.S. (1982):** "The Sensitivity of consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households", Econometrica, vol. 50, 461-81.

**Hansen, G.D. & Imrohoroglu, A. (1992):** "The Role of Unemployment Insurance in an Economy with Liquidity Constraints and Moral Hazard", Journal of Political Economy, vol. 100, 118-42

**Hansen, L.P. (1982):** "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", Econometrica, vol. 50, 1029-54.

**Hansen, L.P. & Jagannathan, R. (1991):** "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies", Journal of Political Economy, vol. 99, 225-62.

**Hansen, L.P. & Singleton, K.J. (1982):** "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models", Econometrica, vol. 50, 1269-86.

**Hayashi, F. (1982):** "The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables", vol. 90, 895-917.

**Hayashi, F. (1985a):** "The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: Analysis based on Japanese Panel Data", Quarterly Journal of Economics, vol. 100, 1083-113.

**Hayashi, F. (1985b):** "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis", Quarterly Journal of Economics, vol. 100, 1083-113.

**Heaton, J. (1993):** "The Interaction between Time-Nonseparable Preferences and Time Aggregation", Econometrica, vol. 61, 353-85.

**Heckman, J.J. (1974):** "Life Cycle Consumption and Labor Supply: An Explanation of the Relationship between Income and Consumption over the Life Cycle", American Economic Review, vol. 64, 188-94.

**Heckman, J.J. & Robb, R. (1985):** "Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions. An Overview", Journal of Econometrics, vol. 30, 239-67.

**Heller, W.P. & Starr, R.M. (1979):** "Capital Market Imperfection, the Consumption Function and the Effectiveness of Fiscal Policy", Quarterly Journal of Economics, vol. 93, 455-63.

**Hendry, D.F. & Ungern-Stenberg, T. von (1981):** "Liquidity and Inflation effects on Consumers' Expenditure", en Deaton, A.S. (ed) "Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honour of Sir Richard Stone", Cambridge: Cambridge University Press.

**Hey, J.D. & Dardanoni, V. (1988):** "Optimal Consumption under Uncertainty: An Experimental Investigation", Economic Journal, vol. 98, 105-16.

**Hotz, V.J.; Kydland, F.E. & Sedlacek, G.L. (1988):** "Intertemporal Preferences and Labor Supply", Econometrica, vol. 56, 335-60.

**Howard, D.H. (1977):** "Rationing, Quantity Constraints, and Consumption Theory", Econometrica, vol. 45, 399-412.

**Hsiao, C. (1986):** "Benefits and Limitations of Panel Data", Econometric Review, vol. 4, 121-74.

**Hsiao, C. (1986):** "Analysis of Panel Data", Cambridge University Press.

**Hubbard, R.G. & Judd, K.L. (1986):** "Liquidity Constraints, Fiscal Policy, and Consumption", Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1, 1-60.

**Hubbard, R.G. & Judd, K.L. (1987):** "Social Security and Individual Welfare: Precautionary Saving, Liquidity Constraints, and the Payroll Tax", American Economic Review, vol. 77, 630-46.

**Hubbard, R.G.; Skinner, J. & Zeldes, S.P. (1993):** "The Importance of Precautionary Motives in Explaining Individual and Aggregate Saving", NBER Working Paper Series, n° 4516.

**Jaeger, A. (1992):** "Does Consumption take a Random Walk? Some Evidence from Macroeconomic Forecasting Data", The Review of Economic and Statistics, vol. 74, 607-14.

**Japelli, T. & Guiso, L. (1991):** "Intergenerational Transfers and Capital Market Imperfections. Evidence from a Cross-Section of Italian Households", European Economic Review, vol. 35, 103-20.

**Japelli, T. & Pagano, M. (1989):** "Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison", American Economic Review, vol. 79, 1088-1105.

**Keane, M.P. & Runkle, D.E. (1992):** "On the Estimation of Panel Data Models with Serial Correlation when Instruments are Not Stricly Exogenous", Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10, 1-9.

**Keynes, J.M. (1936):** "The General Theory of Employment, Interest and Money". London: Macmillan.

**Kimball, M.S. (1990a):** "Precautionary Saving in the Small and in the Large", Econometrica, vol. 58, 53-73.

**Kimball, M.S. (1990b):** "Precautionary Saving and the Marginal Propensity to Consume", NBER Working Paper Series, n° 3403.

**Kimball, M.S. (1991):** "Precautionary Motives for Holding Assets", NBER Working Paper Series, n° 3586.

**Kimball, M.S. & Mankiw, N.G. (1989):** "Precautionary Saving and the Timing of Taxes", Journal of Political Economy, vol.97, 863-79.

**Kimball, M.S. & Weil, P. (1992):** "Precautionary Saving and Consumption Smoothing across Time and Possibilities", NBER Working Paper Series, n° 3976.

**Kimball, M.S. (1993):** "Standard Risk Aversion", Econometrica, vol. 61, 589-612.

**King, M. (1985):** "The Economics of Saving: A Survey of Recent Contributions", en Arrow, K. & Honkapohja, S. (eds.) "Frontiers of Economics", Oxford: Blackwell, 227-327.

**King, M. (1986):** "Capital Market 'Imperfections' and the Consumption Function", vol. 88, 59-80.

**King, M.A. & Dicks-Mireaux, D.L. (1982):** "Asset Holdings and the Life-Cycle", Economic Journal, vol. 92, 247-67.

**Koskela, E. & Virén, M. (1985):** "Anticipated versus 'Surprise' Inflation in Household Consumption Behaviour", Economics Letters, vol. 17, 77-81.

**Koskela, E. & Virén, M. (1985):** "Time-Varying Hall Consumption Function. Some Empirical Evidence", Economics Letters, vol. 17, 321-25.

**Kotlikoff, L.J. & Summers, L.H. (1981):** "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Formation", Journal of Political Economy, vol. 89, 706-32.

**Kuehlwein, M. (1991):** "A Test for the Presence of Precautionary Saving", Economics Letters, vol. 37, 471-75.

**Kuznets, S. (1946):** "Uses of National Income in Peace and War, Occasional Paper n° 6, New York: NBER.

**Laisney, F.; Pohlmeier, W. & Staat, M. (1992):** "Estimation of Labour Supply Functions using Panel Data: A Survey", en Mátyás., L. & Sevestre, P. (eds.) "The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications", Kluwer Academic Publishers.

**Lam, P. (1991):** "Permanent Income, Liquidity, and Adjustments of Automobile Stocks: Evidence from Panel Data", Quarterly Journal of Economics, Feb., 203-30.

**Lambert, P.J. (1985):** "Advanced Mathematics for Economists. Static and Dynamic Optimization", Basil Blackwell Ltd.

**Leland, H.E. (1968):** "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving", Quarterly Journal of Economics, vol. 82, 465-73.

**Lewbel, A. (1987):** "Bliss Levels that aren't", Journal of Political Economy, Confirmations and Contradictions, vol. 95, 211-15.

**López Salido, J.D. (1993):** "Consumo y Ciclo Vital: Resultados para España con Datos de Panel", Investigaciones Económicas, vol. 17, 285-312.

**López Salido, J.D. (1994):** "Consumption Behavior and Signal Extraction from Individual Income", Mimeo.

**Lucas, R.E. (1976):** "Econometric Policy Evaluation: A Critique", en Brunner, K. & Meltzer, A.H. (eds) "The Phillips Curve and Labour Markets", Amsterdam: North-Holland.

**Lusardi, A. (1991):** "Permanent Income, Current Income and Consumption: Evidence from Panel Data", Princeton University, mimeo.

**MacDonald, R. & Speight, E.H. (1989):** "Consumption, Saving and Rational Expectations: Some Further Evidence for the U.K.", Economic Journal, vol. 99, 83-91.

**MacDonald, R. & Speight, E.H. (1990):** "Savings and Rational Expectations: A Correction and Further Observations", Economic Journal, vol. 100, 1277-79.

**MaCurdy, T.E. (1981):** "An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting", Journal of Political Economy, vol. 89, 1059-85.

**MaCurdy, T.E. (1982):** "The Use of Time Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in Longitudinal Data Analysis". Journal of Econometrics, vol. 18, 83-114.

**MaCurdy, T.E. (1983):** "A Simple Scheme for Estimating an Intertemporal Model of Labor Supply and Consumption in the Presence of Taxes and Uncertainty", International Economic Review, vol. 24, 265-90.

**Mankiw, N.G. (1981):** "The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate", Economic Letters, vol. 7, 307-11.

**Mankiw, N.G. (1982):** "Hall's Consumption Hypothesis and Durable Goods", Journal of Monetary Economics, vol. 10, 417-25.

**Mankiw, N.G.; Rotemberg, J.J. & Summers, L.H. (1985):** "Intertemporal Substitution in Macroeconomics", Quarterly Journal of Economics, vol. 100, 225-51.

**Mankiw, N.G. & Shapiro, M.D. (1985):** "Trends, Random Walks, and Tests of the Permanent Income Hypothesis", Journal of Monetary Economics, vol. 16, 165-74.

**Mankiw, N.G. & Zeldes, S.P. (1991):** "The Consumption of Stockholders and Non-Stockholders", Journal of Financial Economics, vol. 29, 97-112.

**Marcet, A. (1993):** "Simulation Analysis of Dynamic Stochastic Models: Applications to Theory and Estimation". Advanced in Econometrics. Sixth World Congress. Cambridge, Cambridge University Press.

**Mariger, R.P. (1987):** "A Life-Cycle Consumption Model with Liquidity Constraints: Theory and Empirical Results", Econometrica, vol. 55, 533-57.

**Meghir, C. & Weber, G. (1993):** "Intertemporal Non-Separability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis using the US CEX Panel", UCL Discussion Paper, n° 93-11.

**Mehra, R. & Prescott, E.C. (1985):** "The Equity Premium: A Puzzle", Journal of Monetary Economics, vol. 15, 145-161.

**Michener, R. (1984):** "Permanent Income in General Equilibrium", Journal of Monetary Economics, vol. 13, 297-305.

**Miron, J.A. (1986):** "Seasonal Fluctuations and the Life Cycle-Permanent Income Model of Consumption", Journal of Political Economy, vol. 94, 1258-79.

**Modigliani, F. (1949):** "Fluctuations in the Savings Income Ratio: A Problem in Economic Forecasting", Studies in Income and Wealth, vol. 2, New York: NBER.

**Modigliani, F. & Brumberg, R. (1952):** "Utility Analysis and Aggregate Consumption Functions: An Attempt of Integration", mimeo, reimpresso en Abel, A. (ed) (1979) "The Collected Papers of Franco Modigliani", vol. 2, Cambridge, Mass: MIT Press, 128-98.

**Modigliani, F. & Brumberg, R. (1955):** "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data" en Kurikara, K.K. (ed) "Post-Keynesian Economics", London: Allen & Unwin, 338-436.

**Modigliani, F. (1988):** "The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth", Journal of Economic Perspectives, vol. 2, 15-40.

**Molana, H. (1991):** "The Time Series Consumption Function: Error Correction, Random Walk and the Steady-State", Economic Journal, vol. 101, 382-403.

**Moffit, R. (1993):** "Identification and Estimation of Dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross-Sections", Journal of Econometrics, vol. 59, 99-123.

**Monés, M.A.; Salas, R. & Ventura, E. (1992):** "Evolución del Consumo y Tipos de Interés Reales Después de Impuestos. Análisis con Datos de Panel", Mimeo.

**Mork, K.A. & Smith, V.K. (1989):** "Testing the Life-Cycle Hypothesis with a Norwegian Household Panel", Journal of Business & Economic Statistics, vol. 7, 287-96.

**Muellbauer, J. (1983):** "Surprises in the Consumption Function", Economic Journal, vol. 93 Supplement, 34-49.

**Nelson, C.R. (1987):** "A Reappraisal of Recent Tests of the Permanent Income Hypothesis", Journal of Political Economy, vol. 95, 641-46.

**Neusser, K. (1992):** "Intertemporal Nonseparability, Liquidity Constraints, and Seasonality of Aggregate Consumer Expenditures: An Empirical Investigation", Empirical Economics, vol. 17, 363-82.

**Nijman, T. & Verbeek, M. (1990):** "Estimation of Time-Dependent Parameters in Linear Models using Cross-Sections, Panels or Both", Journal of Econometrics, vol. 46, 333-46.

**Nijman, T. & Verbeek, M. (1992):** "Can Cohort Panel Data be Treated as Genuine Panel Data?", Empirical Economics, vol. 17, 9-23.

**Nijman, T. & Verbeek, M. (1993):** "Minimum MSE Estimation of a Regression Model with Fixed Effects from a Series of Cross-Sections", Journal of Econometrics, vol. 59, 125-36.

**Patterson, K.D. (1985):** "Income Adjustments and the Role of Consumer's Durables in some Leading Consumption Functions", Economic Journal, vol. 95, 469-79.

**Patterson, K.D. & Pesaran, B. (1992):** "The Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption in the United States and the United Kingdom", The Review of Economics and Statistics, vol. 74, 573-84.

**Paxson, C.H. (1993):** "Consumption and Income Seasonality in Thailand", Journal of Political Economy, vol. 101, 39-72.

**Pesaran, M.H. & Evans, R.A. (1984):** "Inflation, Capital Gains and UK Personal Savings", Economic Journal, vol. 94, 237-57.

**Pischke, J.S. (1991):** "Individual Income, Incomplete Information, and Aggregate Consumption", Industrial Relations Section, w.p. n° 289, Princeton University, mimeo.



**Quah, D. (1990):** "Permanent and Transitory Movements in Labor Income: An Explanation for 'Excess Smoothness' in Consumption", Journal of Political Economy, vol. 98, 449-75.

**Robin, J.M. (1992):** "Consumption Dynamics and Panel Data: A Survey", en Mátyás., L. & Sevestre, P. (eds.) "The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications", Kluwer Academic Publishers.

**Rosenzweig, M.R. & Wolpin, K.I. (1993):** "Credit Market Constraints, Consumption Smoothing, and the Accumulation of Durable Production Assets in Low-Income Countries: Investments in Bullocks in India", Journal of Political Economy, vol. 101, 223-44.

**Runkle, D.E. (1991):** "Liquidity Constraints and the Permanent-Income Hypothesis. Evidence from Panel Data", Journal of Monetary Economics, vol. 27, 73-98.

**Saéz, M. (1990):** "Aportaciones Económicas a la Especificación, Estimación y Contraste de la Función de Consumo Agregada", Documento de Trabajo de la Universitat de Barcelona.

**Sandmo, A. (1970):** "The Effect of Uncertainty on Saving Decisions", Review of Economic Studies, vol. 37, 353-60.

**Sargent, T.J. (1978):** "Rational Expectations, Econometric Exogeneity and Consumption", Journal of Political Economy, vol. 86, 673-700.

**Schectman, J. (1976):** "An Income Fluctuation Problem". Journal of Economic Theory, vol. 12, 218-41.

**Schectman, J. & Escudero, V. (1976):** "Some Results on 'An Income Fluctuation Problem'". Journal of Economic Theory, vol. 16, 151-66.

**Shapiro, M.D. (1984):** "The Permanent Income Hypothesis and the Real Interest Rate: Some Evidence from Panel Data", Economics Letters, vol. 14, 93-100.

**Shapiro, M.D. & Slemrod, J. (1993):** "Consumer Response to the Timing of Income: Evidence from a Change in Tax Withholding", NBER Working Paper Series, n° 4344.

**Skinner, J. (1988):** "Risky Income, Life Cycle Consumption and Precautionary Savings", vol. 22, 237-55.

**Speight, A.E.H. (1990):** "Consumption, Rational Expectations and Liquidity. Theory and Evidence". Exeter: Harvester Wheatsheaf.

**Stock, J.H. & West, K.D. (1988):** "Integrated Regressors and Tests of the Permanent Income Hypothesis", Journal of Monetary Economics, vol. 21, 85-95.

**Suits, D.B. & Sparks, G.R. (1965):** "Consumption Regressions with Quarterly Data", en Duesenberry, J.S.; Fromm, G. & Klein, L.R. (eds) The Brookings Quarterly Econometric Model of The United States, Chicago, Rand-McNally, 202-23.

**Suruga, T. & Tachibanaki, T. (1991):** "The Effect of Household Characteristics on Saving Behaviour and the Theory of Savings in Japan", Empirical Economics, vol. 16, 351-62.

**Ungern-Stenberg, T. von (1981):** "Inflation and Savings: International Evidence on Inflation Induced Income Losses", Economic Journal, vol. 91, 961-76.

**Verbeek, M. (1992):** "Pseudo Panel Data", en Mátyás, L. & Sevestre, P. (eds.), "The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications", Kluwer Academic Publishers.

**West, K.D. (1988):** "The Insensitivity of Consumption to News about Income", Journal of Monetary Economics, vol. 21, 17-23.

**Wickens, M.R. & Molana, H. (1984):** "Stochastic Life-Cycle Theory with Varying Interest Rates and Prices", Economic Journal, vol. 94, 133-47.

**Wilcox, D.W. (1989):** "Social Security Benefits, Consumption Expenditure, and the Life Cycle Hypothesis", Journal of Political Economy, vol. 97, 288-304.

**Wirjanto, T.S. (1991):** "Testing the Permanent Income Hypothesis: The Evidence from Canadian Data", Canadian Journal of Economics, vol. 24, 563-77.

**Zeldes, S.P. (1989a):** "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation", Journal of Political Economy, vol. 97, 305-46.

**Zeldes, S.P. (1989b):** "Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence", Quarterly Journal of Economics, vol. 104, 275-98.