

Comunicaciones

J. BARO: En torno a la hipótesis de renta permanente y la función de consumo de Friedman

Introducción

En un intento superador del «fracaso» de las teorías Keynesianas en lo relativo al comportamiento económico en determinadas fases del ciclo surge a posteriori una corriente de autores renovadores que en base a la experiencia depresiva por la que atravesaron las economías durante la transición de las dos guerras mundiales replantean buena parte de todo el esqueleto teórico macroeconómico intentando y por supuesto consiguiendo demostrar la debilidad de las tesis Keynesianas, aunque en honor a la verdad tampoco las que ellos aportan han sido justificadas en la práctica de un modo total y convincente. En este sentido surge, a caballo entre la micro y la macroeconomía, una cuestión que bien puede considerarse como predilecta para los economistas en base a la abundante literatura que arrastra, este es el tema de la función de consumo, muy trabajado por el propio Keynes quien daría un paso decisivo al formular la ley de comportamiento (1)

$$C = a + bR$$

estableciendo el consumo C como función estable de la renta R , siendo a el consumo autónomo y b la propensión marginal al consumo, idea que ya habían intuido antes otros como Clark, Marshall o Pigou pero que quedaba ahora perfectamente materializada por Keynes.

Era indiscutible el paso que se había dado al formular el modelo pero también ha resultado cierta una falta de refrendo empírico en algunas de las etapas evolutivas de ciclo. La sensibilidad del consumo ante cambios de renta no era la misma en momentos de auge o crisis, fue fácil detectar durante los años de la depresión una cierta resistencia del consumo hacia la baja, alcanzando una rigidez que de otro lado no era habitual en caso de crecimiento y que se contradecía con los postulados

de aquella relación de comportamiento; estaba claro, difícilmente el consumidor podría prescindir de unos hábitos de consumo, de un tren de vida al que venía acostumbrándose. Es en este momento cuando surgen nuevas «escuelas» ideológicas en un intento de justificar la brecha existente entre la teoría ffeynesiana y la realidad observada y por supuesto remodelador en base a esta experiencia empírica. De todos estos autores que habrán de conformar esta corriente renovadora, al menos dos merecen ser destacados, no tanto por la eficacia que han demostrado sus leyes de consumo sino sobre todo por la idea que en modo primitivo aportan y que como tal está sujeta a muchas revisiones pero que da una luz poco habitual al investigador que vislumbra un horizonte muy concreto.

En ambos casos deja de ser la renta disponible la única variable explicativa del modelo y es sustituida o acompañada por algún otro concepto de ingreso que se amolde más a la conducta verdadera del consumo. De un lado aparece Duesenberry quien después de demostrar de un modo claro la inoperancia de la función keynesiana, propone ampliarla empleando como factor exógeno el nivel de renta más alto R_{max} . de los que ha venido disfrutando el individuo en un determinado espacio de tiempo, en su forma más elemental puede presentarse la función del modo (2)

$$C = g \cdot R + h \cdot R_{max}$$

con g y $g + h$ las propensiones marginales al consumo a corto y largo plazo. De tal modo Duesenberry consigue incorporar una nueva variable al modelo dotándolo de una mejor especificación al conseguir la causa del comportamiento hasta ahora errático de una fracción del consumo que no presentaba correlación con la renta del momento.

A este mismo logro habrá de llegar Friedman empleando otro concepto para el ingreso, la renta permanente, esperada o ponderada R^* como promedio de las diferentes rentas de que ha venido disfrutando el individuo y que de algún modo han venido fijando la pauta y usos del consumidor a los que difícilmente renunciará por un bache momentáneo de ingreso. De la idea de Friedman puede pues deducirse una relación proporcional del tipo (3)

$$C = \beta \cdot R_p$$

que como a continuación veremos no es exactamente tal como él la propone de entrada pero a la que fácilmente puede llegarse sin mucha abstracción. Es este último enfoque sobre el que vamos a centrar toda la discusión.

Los elementos permanente y transitorio

En torno a la formación de aquellas micro o macromagnitudes que intervienen en la función de consumo Friedman distingue dos componentes básicas, de un lado un elemento permanente que fija el comportamiento previsto de la variable en base a un pasado reciente y un elemento errático que refleja las oscilaciones que alrededor de esta misma variable surgen de un modo transitorio.

La renta efectiva R de que disfruta un individuo en un determinado momento está compuesta por la agregación de la renta esparada o permanente del sujeto R_p y otra renta errática R_e que recoja las rachas de buenos y malos momentos para el individuo y que difícilmente habrán podido recogerse en aquella planificación del ingreso

$$R = R_p + R_e$$

analogamente el consumo previsto por el sujeto, a aquel nivel de gasto al que se viene amoldando C_p y un margen transitorio de este mismo consumo C_e determinarán la medición efectiva de los gastos en bienes de consumo C .

$$C = C_p + C_e$$

El consumo aquí definido posee una acepción más amplia a la que la teoría macroeconómica nos tiene acostumbrados, de un lado se excluye la compra de bienes capital, de bienes duraderos en general cuyo concepto deberá caber más propiamente dentro de la inversión, pero de otro lado Friedman penaliza el disfrute en el tiempo de estos bienes; debe pues considerarse el consumo de bienes perecederos incrementando en una fracción del uso o depreciación de aquellos otros bienes de mayor longevidad. Aquí es cuando surgen ya los primeros problemas técnicos para la resolución de la función, son problemas de orden estadístico concretamente de elaboración del material básico; al margen de escasos países con depuradas y completas estadísticas contables surgen otros, la gran mayoría, a los que no es posible dar respuesta a preguntas del tipo, ¿existe unificación en las medidas de depreciación?, ¿existen datos acerca de los precios de reventa? y otras tantas que son necesarias para el enfoque de Friedman, en verdad que ni aquellos escasos países privilegiados a los que aludíamos han de poder dar una respuesta precisa a todas estas cuestiones.

Desde luego podríamos apuntar que el problema es estadístico-contable y no económico y que por lo tanto en nada debe achacarse al planteamiento de Friedman que por lo menos en este punto es de una

lógica aplastante y que a pesar de la inoperancia a que está sujeta poco habrá de incidir en otros postulados.

Existe, no obstante, otro aspecto criticable y de hecho duramente criticado por los tratadistas de la temática del consumo y es que para Friedman los componentes erráticos del consumo y de la renta son totalmente independientes de sus correspondientes elementos permanentes

$$\text{Cov} (R_p R_e) = 0 \quad \text{Cov} (C_p C_e) = 0$$

y asimismo las componentes transitorias del consumo y de la renta están incorrelacionadas

$$\text{Coc} (R_e C_e) = 0$$

Indudablemente estas hipótesis de partida simplifican al máximo todo el problema de la estimación posterior del modelo, pero desde luego deberán sujetarse a revisión. Algunos las defienden o simplemente las aceptan como mal menor dada la inmadurez de los métodos econométricos pero en el aire surgen aún las dudas acerca de la validez de todo este esquema restrictivo.

Es qué acaso un golpe de fortuna (ΔR_e) no tendrá como respuesta un incremento en el consumo transitorio del individuo (ΔC_e), es difícil negar algo tan evidente.

Por otro lado, y sin justificarlo nosotros, Walters (4) sugiere que para al inexistencia de correlación entre las rentas permanente y transitoria debería estimarse una autocorrelación serial negativa para los ingresos efectivos del individuo, nada más lejos de la realidad.

La inconsistencia del modelo keynesiano

Siguiendo aquella línea podrían argumentarse muchas más contradicciones entre la evidencia y la teoría, pero que tampoco serían concluyentes dada la delicadeza del tema. No obstante en el planteamiento de Friedman quedan aún dos componentes por relacionarse y que en modo alguno son independientes, la renta y consumo esperados o permanentes, para los que sugiere una proporcionalidad en coincidencia con los fundamentos keynesianos

$$C_p = \beta \cdot R_p \quad \text{con} \quad \beta \in (0,1)$$

expresión que fija una elasticidad de consumo respecto a la renta igual a uno como fácilmente puede demostrarse y que pone de manifiesto la

inconsistencia del empleo de magnitudes reales, efectivamente con renta y consumo efectivos tendríamos la ecuación Keynesiana, sin término independiente a la que correspondería una elasticidad

$$\eta = \frac{R}{c} \cdot \frac{dc}{dR} = \frac{R}{c} \beta$$

donde β se ha obtenido por el procedimiento habitual de los mínimos cuadrados.

En base al planteamiento restrictivo de Friedman podrá escribirse ahora

$$\text{Cov}(Y \cdot C) = \beta \cdot \text{Var}(Y_p)$$

$$\text{Var}(Y) = \text{Var}(Y_p) + \text{Var}(Y_e)$$

donde se ha tenido en cuenta ahora dos nuevas hipótesis de fácil refrendo

$$E(Y_e) = E(C_e) = 0$$

y teniendo en cuenta que

$$\frac{Y}{C} = \beta$$

se obtendrá a nivel poblacional, que no muestral

$$\eta = \frac{\text{Var}(Y_p)}{\text{Var}(Y_p) + \text{Var}(Y_e)} \leq 1 = \eta$$

expresión tanto más lejana de la verdadera cuanto menor sea la proporción que de la variación total de la renta efectiva venga explicada por la renta permanente.

Esta manifiesta inconsistencia derivada del empleo de magnitudes reales arranca del rasgo a que se ve sometida la estimación de β , con fundamentación ligeramente distinta más adelante podremos comprobar esta subestimación de la PMC.

En el orden cronológico o en modelos a largo plazo, esta subestimación tanto del parámetro β como de la elasticidad no es tan manifiesta, nótese que aquel efecto errático habrá de tener cada vez menor importancia, su carácter transitorio a corto plazo deberá incorporarse al concepto de permanente a largo plazo, es decir con el tiempo irá formando

parte de las expectativas de la renta; así pues aquel cociente para η será más cercano a la unidad. Como antes y como en tantas otras cosas, esta tesis adolece de un aval empírico por la falta de estadísticas de amplios períodos, hará falta un tiempo antes no se disponga de amplias series de datos muestrales.

La medición de la renta permanente

Como ya se había insinuado el ingreso disponible no es suficiente para explicar el consumo de los bienes sobre todo de aquellos cuyo disfrute inmediato no los agota, ha hecho falta incorporar una variable de mayor relevancia, la renta permanente, concepto que como amalgama de los ingresos pasados determinará unas perspectivas para el sujeto que habrán de reflejar una especie de renta esperada, único factor decisivo en el consumo. Claro está el problema radica en el cálculo de estas expectativas de renta, en la medición de aquella agregación de rentas anteriores.

Friedman propone un promedio ponderado de los ingresos inmediatamente anterior al momento observacional.

$$R_{pt} = \gamma_0 R_t + \gamma_1 R_{t-1} + \gamma_2 R_{t-2} + \dots + \gamma_k R_{t-k}$$

retardando la serie hasta el período que se considere necesario, todo dependerá de la naturaleza de los datos, aunque una vez más serán las estadísticas quienes determinan el plazo.

Siguiendo en esta línea teórica no es utópico pensar que no sea una sucesión finita la que fije la renta permanente, sino una serie ilimitada de ingresos anteriores y de forma que en la medida que el desplazamiento sea mayor también sea menor el efecto que aquella renta disponible pueda ejercer sobre la permanente; la sucesión pues de los coeficientes será decreciente y muy bien podría serlo siguiendo una progresión geométrica de acuerdo con los esquemas que ya apuntase Koyk (5) para los modelos con retardos escalonados, así tendríamos

$$R_{pt} = \gamma R_t + \gamma(1-\gamma) R_{t-1} + \gamma(1-\gamma)^2 R_{t-2} + \gamma(1-\gamma)^3 R_{t-3} + \dots$$

$\gamma \in (0, 1)$

con $(1-\gamma)$ razón de la progresión de los coeficientes, cuyo peso ponderativo global es la unidad, efectivamente

$$\sum_{i=0}^{\infty} \gamma(1-\gamma)^i = \frac{\gamma}{1-(1-\gamma)} = 1$$

De tal modo se ha conseguido un perfecto sustituto de la renta permanente en la función de consumo, cuando menos ahora las variables explicativas que allí figuran serán observables y no proyectos, claro está que los inconvenientes que ahora surgen son claros, no sólo en la elaboración de los datos sino en el orden econométrico al vislumbrarse aún a falta de refrendo la existencia de multicolinealidad en el modelo, ya que difícilmente una variable económica y más la renta estará incorrelacionada en el tiempo, cuestión que se agrava al manejar tal cantidad de variables exógenas. Con todo y como veremos, este problema será fácilmente superado a costa de nuevos inconvenientes.

Sin necesidad de una especificación dentro del esquema general de los retardos puede llegarse a identificar conclusiones, a partir de una hipótesis que nos permita adoptar aquellos ingresos esperados, así no supondría una fuerte restricción admitir, por ejemplo, que la variación que sufrirá esta expectativa de renta estará en función del cambio real habido a partir de una renta esperada en un período anterior, de tal modo podría escribirse

$$R_{pt} - R_{pt-1} = \gamma (R_t - R_{pt-1}) \quad \gamma \in (0, 1)$$

o si se quiere puede razonarse que la expectativa de renta para un período t viene dada por la renta que se esperaba en $t-1$ corregida en una proporción del cambio habido

$$R_{pt} = R_{pt-1} + \gamma (R_t - R_{pt-1}) \quad \gamma \in (0, 1)$$

tomando γ valores extremos cuando las rentas real y esperada son coincidentes ($\gamma = 1$) y cuando la renta esperada permanece constante en el tiempo ($\gamma = 0$) en cualquier caso el parámetro indicará el tanto unitario en que participará el exceso de renta actual respecto a la esperada en un período posterior.

Tal planteamiento hipotético recibe el nombre de «expectativas adaptables» y aparece hoy en día frecuentemente desarrollado en la abundante literatura econométrica que maneja variables «planeadas», «proyectadas», «esperadas», «estimadas», etc., destacando como pioneros Cagan (6) en sus trabajos sobre la inflación y la obra de Nerlove (7) acerca de las leyes del mercado agrícola.

A partir pues de esta adaptación incompleta de la renta permanente podrá presentarse ésta como función de variables reales del modo, sin más que considerar repetidamente la hipótesis para etapas anteriores

$$\begin{aligned}
 R_{pt} &= R_{pt-1} + \gamma (R_t - R_{pt-1}) = \gamma R_t + (1 - \gamma) R_{pt-1} = \gamma R_t + \\
 &+ (1 - \gamma) [\gamma R_{t-1} + (1 - \gamma) R_{pt-2}] = \\
 &= \gamma R_t + \gamma (1 - \gamma) R_{t-1} + (1 - \gamma) [\gamma R_{t-2} + (1 - \gamma) R_{pt-3}] = \\
 &= \gamma R_t + \gamma (1 - \gamma) R_{t-1} + \gamma (1 - \gamma)^2 R_{t-2} + \gamma (1 - \gamma)^3 R_{t-3} + \dots
 \end{aligned}$$

de modo que aquella renta esperada se nos transforma en una combinación lineal de todos los ingresos que han venido sucediéndose en el tiempo, del mismo modo al que hemos llegado empleando la regresividad geométrica en el esquema de Koyck, aunque cabría indicar como después justificaremos que ambos enfoques no son equivalentes.

La configuración de la función de consumo

Sin apartarnos de la idea básica de Friedman, podríamos olvidarnos de la proporcionalidad que se establece entre los elementos permanentes del consumo y de la renta dotando al modelo de una mayor movilidad al ser menos restrictiva la ecuación.

$$C_p = \alpha + \beta R_p$$

superando de tal modo uno de los aspectos más débiles, y por tanto más criticados de la función de Friedman. Ahora α será indicado de aquella fracción del consumo que debe considerarse autónoma respecto a la renta y que bien puede reflejar un nivel de gastos mínimo para la subsistencia.

Como ya se ha planteado, el mayor inconveniente en el manejo de esta ecuación, es la presencia de variable no observables y que a priori la convierten en inoperante; con todo parte del problema ha sido ya resuelto establecido la renta permanente, como un promedio ponderativo y decreciente de la variable exógena desplazada, por algún camino similar al de las expectativas de adaptación, podríamos aproximarnos a la resolución de C_p , posiblemente el procedimiento conocido por «ajuste parcial» resolvería satisfactoriamente el problema. Con todo parece más adecuado en favor de la simplicidad e incluso es mucho más frecuente en búsqueda de similitud entre las hipótesis de Friedman y la estimación de modelos con errores de medida. Errores de medida a los que están casi necesariamente sujetos todas las variables y sobre las que pesan las mismas consideraciones que los elementos erráticos de la función de consumo; de tal modo que considerando este error, tan sólo en la variable endógena (8), podremos admitir que en

$$C = C_p + C_e$$

el elemento transitorio es independiente de C_p , de esperanza nula serialmente incorrelacionado y con varianza constante, del mismo modo que usualmente a pesar de la falta de contraste se acepta el error al que está sometida la variable dependiente y que se acumula a la variable aleatoria que irremediablemente acompaña a los modelos estocásticos; ambas conformarán pues la perturbación μ , que incluida en el modelo del consumo efectivo nos dará

$$C_t = \alpha + \beta R_{pt} + U_t$$

donde hemos abandonado la poco sugestiva idea de la proporcionalidad, hemos incluido el residuo lógico en la modelización econométrica y dotado a las variables de un carácter cronológico del subíndice temporal t .

Bastará ahora substituir R_{pt} por lo que hemos obtenido en el apartado anterior y tendremos

$$C_t = \alpha + \beta \sum_{i=0}^{\infty} \gamma (1 - \gamma)^i R_{t-i} + U_t$$

Apareciendo como ya indicábamos en su momento el doble problema de la multicolinealidad y la imposibilidad física de disponer de una serie ilimitada de datos.

Si bien este último inconveniente no es tal dado que en la práctica quedan centrados en un número fijo de desplazamiento, la existencia de correlación entre las variables resulta insalvable y sus efectos penalizan gravemente el proceso de estimación. De un lado se consiguen parámetros muy poco efectivos y de otro no puede detectarse nítidamente la incidencia cada uno de los niveles desplazados de renta ejercen sobre el consumo del período.

En evitación de todo esto conseguiremos establecer el modelo en función un único nivel de renta, el del momento actual y del propio consumo diferido en un año, veamos

$$\begin{aligned} C_t &= \alpha + \beta \gamma R_t + \beta \sum_{i=1}^{\infty} \gamma (1 - \gamma)^i R_{t-i} + U_t = \\ &= \alpha + \beta \gamma R_t + (1 - \gamma) \left[\beta \sum_{i=1}^{\infty} \gamma (1 - \gamma)^{i-1} R_{t-i} \right] + U_t = \\ &= \alpha \beta \gamma R_t + (1 - \gamma) [C_{t-1} - \alpha - U_{t-1}] + U_t = \\ &= \alpha \gamma + \beta \gamma R_t + (1 - \gamma) C_{t-1} + [U_t - (1 - \gamma) U_{t-1}] \end{aligned}$$

expresión coincidente con la formulación final de Friedman a excepción del término independiente que hemos añadido para una mayor capacidad explicativa.

De donde puede deducirse $\beta\gamma$ y β como las propensiones marginales al consumo en término de corto y largo plazo, efectivamente

$$\text{PMC (corto plazo)} = \frac{\delta C_t}{\delta R_t} = \beta \gamma$$

mientras que para este mismo concepto a un mayor plazo deberíamos admitir un consumo estacionario para una misma cifra de ingresos; este planteamiento estaría sujeto a la siempre discutida relación $C_t = C_{t-1}$ tal que introducida en el modelo nos permitirá obtener

$$\text{PMC (largo plazo)} = \frac{\delta C}{\delta R} \beta$$

expresión mayor que la calculada para un plazo inmediato puesto que $0 \leq \gamma \leq 1$.

Aquella ecuación funcional sugiere un modelo perteneciente a la familia

$$C_t = \Pi_0 + \Pi_1 R_t + \Pi_2 C_{t-1} + \varepsilon_t$$

donde los parámetros no cumplen la hipótesis habitual de linealidad

$$\begin{aligned} \Pi_0 &= \alpha \beta \\ \Pi_1 &= \beta \delta \\ \Pi_2 &= 1 - \delta \end{aligned}$$

y el elemento de perturbación ε_t se ha obtenido a partir de U_t y U_{t-1} .

$$\varepsilon_t = U_t - (1 - \delta) U_{t-1}$$

donde pese a todas nuestras presunciones anteriores no existe cuando menos a priori ninguna razón para convencernos de la independencia serial de U_t y por supuesto mucho menos para ε_t . Sin lugar a dudas puede afirmarse que el dominio de la estructura que configuren los residuos habrá de suponer el éxito, al menos no fracaso, en el proceso de estimación del modelo.

El problema de la estimación

Un primer inconveniente que ya de entrada vamos casi a omitir es la consideración de la variable R_t como exógena en el modelo, cuestión nada clara en la realidad si tenemos en cuenta la interdependencia

que presenta con el nivel de consumo C_t , si bien es cierto que la renta habrá de influir en los gastos de bienes de consumo no es menos cierto que éstos son también una componente importante de la renta, o si se quiere habrán de determinar el volumen de producción que no es más que otra componente de la Renta; en resumen pues, vía agregación del gasto o del producto podrán evaluarse las cifras de renta, lo cual habrá de sugerirnos un carácter endógeno para ésta. Parece pues razonable admitir que las dos variables que se manejan en el modelo vengan determinadas simultáneamente, invalidando de este modo los procedimientos más corrientes de estimación en beneficio de alguna otra técnica aplicada a modelos multiecuacionales, puesto que claro está la existencia de dos endógenas contemporáneas apunta la necesidad de manejar una nueva ecuación que bien podría ser

$$C_t + I_t = R_t$$

de uso muy extendido desde que Haavelmo (9) la empleara para completar la ecuación keynesiana del consumo. Haciendo intervenir además una nueva variable, $I_t =$ inversión, que habrá de desempeñar un papel exógeno en el modelo.

Si sólo existiera pues aquel problema no habría ahora dificultad alguna en la estimación del modelo, cualquier variante de los mínimos cuadrados, el empleo de variables instrumentales o el principio de la máxima verosimilitud no lo resolverían. Pero existen nuevas dificultades tan problemáticas como aquélla y que en lo que sigue se intentará resumir, pero siempre marginando el primer problema que se ha planteado, aunque sólo fuera para conseguir una mayor claridad expositiva.

En relación pues al modelo uniecuacional del consumo cabe ahora plantearse la presencia dentro de las variables explicativas de la endógena retardada, incumpléndose pues de entrada una de las hipótesis deseables para el empleo de los mínimos cuadrados. Esta variable como tal endógena no es ajena a la parte aleatoria que le habrá de suministrar la perturbación, invalidando pues el presupuesto básico

$$E [\varepsilon_t (C_{t+k} - E(C_{t+k}))] = 0 \quad \text{con } k = -1, 0, 1,$$

Efectivamente el propio modelo denuncia la correlación serial entre ε_t y valores futuros de C_{t-1} , ello habrá de influir en las estimaciones MC, las cuales proporcionarán parámetros sesgados como justifica Hurwicz (10) en varios ensayos prácticos con variables endógenas explicativas, en nuestro caso la presencia de una exógena no elimina el sesgo, pero sí que reduce el error obtenido, sobre todo ha sido Malinvaud (11)

quien en diferentes pruebas empíricas con submuestras ensayadas por métodos de Montecarlo justificaría una menor subestimación del parámetro. En cualquier caso existe un sesgo al emplear nuestras pequeñas cuestión grave si tenemos en cuenta que es la forma más frecuente de trabajar en econometría. La cuestión se complica si pensamos que en buena lógica las perturbaciones no son serialmente independientes, por lo menos en la mayoría de los casos.

Cabría entender el modelo que definitivamente hemos planteado como una especificación directa de la realidad del consumo, prescindiendo pues del esquema que ha originado a las perturbaciones, entonces aún cabría una posibilidad en la aceptación de la hipótesis de independencia para los residuos, en tal caso y pese al sesgo o problemas de predicción existentes las estimaciones por MC serían consistentes y asintóticamente eficientes, aunque poco importa si como hemos dicho normalmente se dispone y se manejan muestras pequeñas. Pese a esto y teniendo en cuenta que la perturbación habrá de absorber el comportamiento de ciertas variables explicativas, pero omitidas en el modelo, como índices de precios por ejemplo y considerando la fuerte autocorrelación que presentan aquellos indicadores en el tiempo, cabría dudar de la hipótesis de independencia, en cualquier caso su contraste sería imprescindible para garantizar las propiedades asintóticas, aunque en este caso no cabría hacerlo por los simples estadísticos, que proponen los manuales de introducción a la econometría, así por ejemplo la razón de Durbin y Watson resulta poco eficaz en modelos autorregresivos y debería emplearse alguna variante que resolviera el problema de la presencia del consumo retardado, el estadístico de Durbin modificado podría ser el criterio de contrastación más adecuado.

A pesar de todo este enfoque que de entrada se ha plantado acerca del término de perturbación debemos de entender que en realidad ha sido generado por la agregación lineal de otra variable latente en dos momentos correlativos de tiempo.

$$\varepsilon_t = U_t - (1 - \gamma) U_{t-1}$$

y es que la conclusión del modelo de consumo

$$C_t = \Pi_0 + \Pi_1 R_t + \Pi_2 C_{t-1} + \varepsilon_t$$

obedece a la restricción impuesta acerca del comportamiento de la renta permanente y resultaría demasiado cómodo olvidarnos del esquema verdadero que genera a la perturbación.

De tal modo y a pesar de que en lo «substantial» va a manejar un mismo modelo al que se ha llegado por caminos diferentes, no existirá

una equivalencia clara entre ambos enfoques y ahora las hipótesis en torno al comportamiento de ε_t vendrán condicionadas por las que afectan propiamente a U_t .

Cumpliendo U_t las restricciones básicas fácilmente se justifica la dependencia serial de ε_t al considerar un desfase por exceso o defecto de un periodo. La autocorrelación existente proporcionaría estimaciones inconsistentes con MCO, por lo que ello sugiere. Algún otro procedimiento alternativo que a pesar del sesgo por lo menos mantenga las propiedades asintóticas.

En el caso poco frecuente de que conociéramos el parámetro γ , bastaría con utilizar un procedimiento iterativo con «cuasi-diferencias» o los MCG superando de hecho aquel inconveniente y logrando propiedades asintóticas para los parámetros bajo la presunción de que ε_t son Normales. No obstante en la práctica y sobre todo con muestras pequeñas resulta poco probable que se conozca con exactitud el tipo de ligazón que relaciona a los errores, procedimientos de exploración como los que sugieren Zellner y Geisel (11 bis) podrían darnos buenos resultados en el cálculo de los parámetros.

Claro está que la verdadera dificultad aparece a la hora de precisar el tipo exacto de función que liga a los errores y más aún cuando y cómo, siempre se emplean muestras de escaso tamaño.

Malinvaud (12) propone efectuar una estimación para el modelo con variables originales y luego con primeras diferencias, para y con base a los resultados obtenidos detectar si la presencia del error habrá de condicionar el cálculo de los parámetros, si así fuera, ya tendríamos claro la existencia de autocorrelación en el modelo.

En los modelos con perturbaciones serialmente dependientes, el proceso de estimación no se detiene en el cálculo de los coeficientes de las predeterminadas, sino que supondrá además el cálculo del coeficiente de autocorrelación para las perturbaciones mediante algún proceso simultáneo de cálculo como apuntan Koyk (13) o Klein (14) por ejemplo quienes en base a un primer cálculo por MC proceden en una segunda etapa a la resolución de las ecuaciones normales del ajuste corregidas por una función de los errores encontrados en la primera etapa, manejando así y éste es un grave inconveniente un sistema no lineal, no obstante y pese al avance que estos procedimientos iterativos suponen, las estimaciones arrastran el inevitable sesgo cuando se trabaja con pocos datos.

Existen otros procedimientos por iteración mucho más laboriosos y que en cualquier caso poca mejora aportan en relación con otros métodos menos sofisticados, destacan los métodos trietápicos de Wallis (15), Taylor y Wilson (16) sobre todo este último que pese a su poca eficiencia consigue parámetros consistentes aún considerando a la renta

como endógena en el modelo y K. Stiglitz y Mae Bride (17) quienes por iteraciones sucesivas consiguen un buen procedimiento común con muestras pequeñas.

Baste por último, destacar los clásicos métodos de variables instrumentales que alcanzan propiedades asintóticas, el problema por supuesto radica en la V.I. adecuada en orden sobre todo a conseguir la consistencia, pese a cómo por ejemplo Liviatan (18) propone el empleo de la renta retardada en un período o como combinación de varios períodos, quien si bien logra la consistencia, pero a costa de la ineficacia.

En esta línea podrían ser citados muchísimos trabajos encaminados a resolver el problema de la estimación de los modelos autorregresivos para nosotros ha sido suficiente un breve repaso a las principales aportaciones habidas en este campo a nivel de cita dado que un análisis profundo y crítico de cada procedimiento desbordaría por completo los límites de un simple comentario.

Nuestro único objetivo ha sido poner de manifiesto toda la problemática que encierra la especificación y la estimación de la función de Consumo de Friedman, pero que pese a todo debe ser reconocida en su justa dimensión al constituir una valiosa aportación a la Economía Matemática.

REFERENCIAS

1. KEYNES, J. M.: «General Theory of Employment, Interest and Money».
2. DUESENBERY, J.: «Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior». Harvard University Press. 1949.
3. FRIEDMAN, M.: «A. Theory of the Consumption Function». Princeton University Press. 1957.
4. WALTERS, A. A.: «An Introduction to econometrics». A. A. Walters. 1977.
5. KOYCK, L. M.: «Distributed Lags and Investigament Analysis». North Holland. 1954.
6. CAGAN, P, D.: «The Monetary Dynamics of Hiperinflation». University of Chicago Press. 1956.
7. NERLOVE, M.: «Distributed Lags and Demand Analysis for Agricultural and other Comodities». Department of Agriculture. EE.UU. 1958. The Dynamics of Supply; Estimation of Farmer's Response to Price. Hopkins. 1958.
8. Pudo haberse considerado asimismo que la renta está sujeta a error de medida y de tal modo atacar conjuntamente el problema de los factores permanentes en relación con los efectivamente medidos, pero como justificación de todo lo que hemos ido trabajando en el apartado anterior en torno a la renta permanente será suficiente centrar ahora el problema en el consumo, ya que aquella se ha transformado fácilmente a partir de magnitudes observables.
9. HAAVÉLMO, A.: «Methods of Measuring the Marginal Propensity to Consume». Journal of the American Statistical Association; Vol. 42, n.º 237, 1947.
10. HURWICZ, L.: «Least Square Bias in Time Series» en T. C. Koopmans «Statistical Inference in Dynamic Economic Models, 1950.

11. MALINVAUD, E.: «Estimation et prévision dans les modèles économiques autorégressif». Rev. de l'Institut International de Statistique, Vol, 29 n.º 2.
 11. ZELLNER, A. y GEISEL, M. S.: «Analysis of Distributed Lag Models *bis* with Application to Consumption Function Estimation». *Econometrica*, vol. 38, 1970.
 12. MALINVAUD, E.: «Méthodes statistiques de l'économétrie». Fd. Dunod, 1963. Paris.
 13. KOYK, L. M.: «Distributed Lags and Investment Analysis». North-Holland Publishing Company, Amsterdam. 1954.
 14. KLEIN, L. R.: «The Estimation of Distributed Lags». *Econometrica*, vol. 26, n.º 4, 1958.
 15. WALLIS, K. F.: «Lagged Dependent Variables and Serially Correlated Errors: A Reappraisal of Three-Pass Least-Squares». *Rev. Economics and Statistics*. Vol. 49. 1967.
 16. TAYLOR, L. D. y WILSON, T. A.: «Three Pass Least-Squares: A Method for Estimating Models with t Lagged Dependent Variable». *Rev. Economic and Statistics*, vol. 46. 1964.
 17. STIGLITZ, K. y MAC BRIDE, L.: «Iterative Methods for System identification. Technical Report. University of Princeton, 1966.
 18. LIVIATAN, N.: «Consistent Estimation of Distributed Lags». *Inter. Econ. Rev.* Vol. 4. 1963.
-