LA TEORÍA DEL CONSUMO, UN ANÁLISIS EMPÍRICO PARA DATOS DE URUGUAY: ESTIMACIÓN DE ECUACIONES DE EULER

FEDERIDO ECHENIQUE [1]

ABSTRACT

Euler equations under time non-separability and liquidity constraints are derived and tested using Hansen's generalized method of moments on Uruguayan data. Evidence is found on the presence of liquidity constrained consumers and, in general, parameter estimates cast doubts on consumer's ability to substitute intertemporally in order to smooth out consumption over time.

RESUMEN

Se derivan ecuaciones de Euler bajo no separabilidad en el tiempo y se testean para datos de consumo de Uruguay utilizando el método generalizado de los momentos de Hansen. Se encuentra evidencia acerca de la presencia de restricciones de liquidez. En general las estimaciones ofrecen dudas acerca de la capacidad de los consumidores de suavizar su trayectoria de consumo.

---

1 Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo, Uruguay. Este artículo es parte de mi monografía de graduación en la Facultad de Ciencias Económicas y Administración. Deseo agradecer a mi tutor, Daniel Vaz, y a Alvaro Forteza por sus útiles comentarios. Todos los eventuales errores son responsabilidad del autor. Se agradece el apoyo financiero proporcionado por C.S.I.C. (Universidad de la República) en el marco del proyecto «Una Investigación Empírica Acerca de la Teoría del Consumo: El Caso Uruguayo».

INTRODUCCION

En el presente trabajo se analiza la validez de la hipótesis de ingreso permanente / ciclo de vida (HIP/CV) en la versión asociada a las expectativas racionales. Hall (1978) desarrolló y testeó por primera vez una teoría del consumo derivada de las condiciones de primer orden del programa del consumidor representativo. Lucas (1978) y Breeden (1979) construyeron modelos similares para encontrar funciones de precios de activos de equilibrio. Parte importante de la literatura posterior sobre consumo se inclinó hacia la estimación de ecuaciones de Euler mediante el método generalizado de los momentos de Hansen (1982). El objetivo es estimar los parámetros de preferencias de los agentes y examinar la bondad de ajuste de la HIP/CV.

Normalmente se encuentra evidencia contraria a la HIP/CV en los trabajos realizados para países desarrollados. En la literatura se plantean recurrentemente la presencia de restricciones de crédito como hipótesis alternativa [p. ej. Hayashi (1982), Zeldes (1989), Mankiw y Zeldes (1991), He y Modest (1995)]. Japelli y Pagano (1989) encuentran una asociación entre países menos desarrollados y la presencia de restricciones de liquidez, por lo que se trabaja sobre la presunción a priori de que las restricciones de liquidez son una importante fuente de desvío de la HIP/CV en Uruguay.

En primer lugar, se desarrolla un modelo que provee de las condiciones de primer orden del problema del consumidor en condiciones de ausencia de separabilidad temporal total de la función de utilidad y restricciones de liquidez. En segundo lugar se presentan las estimaciones llevadas a cabo utilizando datos de Uruguay. Finalmente se extraen algunas conclusiones.

EL MODELO

Se desarrolla un modelo donde se derivan las implicancias empíricamente testeables de la HIP/CV en un contexto de expectativas racionales y maximización intertemporal con horizonte infinito. Se postula un proceso estocástico exógeno para la tasa real de rendimiento del activo disponible para el agente.

El modelo planteado permite explicitar cómo una hipótesis alternativa a la HIP/CV - la presencia de restricciones de liquidez - implica un no cumplimiento de las condiciones de sobreidentificación derivadas del programa del consumidor.

Se entiende que es importante dar cuenta de la durabilidad de los bienes de consumo [p. ej. Hayashi (1985)] y de la formación de hábitos [Constantinides (1990), Braun et.al. (1993)], por lo que se supone cierta no separabilidad temporal de la función de utilidad. Un rechazo de la HIP/CV podría de otro modo atribuirse al supuesto de función de utilidad totalmente separable.

Se parte de que el rendimiento real del activo en el que el consumidor puede ahorrar - r_t - sigue un proceso de Markov estacionario con función de distribución $F(r_{t+1},r_t)$. Se supone que la función de utilidad instantánea u(.) cumple las condiciones de Inada. Si el consumidor enfrenta restricciones de liquidez, además de una cierta no separabilidad temporal del consumo, el programa del consumidor es:

$$\text{Max} \quad \mathbf{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^t u\left(c_t, c_{t-1}, \ldots c_{t-k}\right)$$

$$\text{sujeto a} \quad \begin{cases} A_{t+1} = \left(\mathbf{A}_t - c_t\right)\left(1 + r_t\right) \\ \mathbf{A}_t \geq c_t \end{cases} \qquad (1)$$

La segunda restricción representa la restricción de crédito. Puede ensayarse distintas alternativas de condiciones aditivas en la formulación de la restricción sin que cambien los resultados básicos. Zeldes (1989) y He y Modest (1995) utilizan formulaciones idénticas de restricciones de crédito.

El vector de variables de estado[2] es:

2 Se hace abstracción de que la tasa de interés es una variable de estado pues únicamente complica la notación.

$$\mathbf{Q}_t = \begin{pmatrix} \mathbf{A}_t \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \\ \vdots \\ c_{t-k} \end{pmatrix} \quad \mathbf{t} = \mathbf{1,2,}\ldots \tag{2}$$

Sea:

$$\mathbf{x}'_{\mathbf{t}} = \left(c_{\mathbf{t}-\mathbf{1}}, c_{\mathbf{t}-\mathbf{2}}, \ldots c_{\mathbf{t}-\mathbf{k}+\mathbf{1}}\right) \tag{3}$$

Los datos del problema son:

$$\left\{u, \mathbf{A}_0, c_{-1}, c_{-2}, \ldots c_{-k}, r_0, \delta, F\right\} \tag{4}$$

Entonces, puede encontrarse el equilibrio parcial del consumidor a partir de la ecuación funcional (de Bellman):

$$V\left(\mathbf{A}_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right) = \sup\left\{ u\left(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right) + \left(\frac{1}{1+\delta}\right) \int V\left(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathbf{x}_t\right) F\left(dr_{t+1}, r_t\right) \right\} \tag{5}$$

Donde la maximización en el lado derecho de 5 es sujeta a las mismas restricciones que el problema del consumidor. El integral en la expresión anterior se abreviará como E_t, la esperanza condicional a la información con que cuenta el consumidor en el momento t.

A los efectos de resolver el problema se plantea el Lagrangiano:

$$L = u\left(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right) + \left(\frac{1}{1+\delta}\right) \mathbf{E}_t V\left(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathbf{x}_t\right) + \lambda_t \left(\mathbf{A}_t - c_t\right) \tag{6}$$

En este problema λ_t es un multiplicador de Kuhn-Tucker y su interpretación se usará una vez caracterizada la solución del problema. La restricción de liquidez implica que no es necesario imponer una condición de solvencia (la ausencia de juego de Ponzi como condición de transversalidad en el problema tradicional).

Las condiciones de primer orden bajo los supuestos realizados son suficientes para caracterizar un máximo:

$$\frac{\partial\, u(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_t} + \left(\frac{1}{1+\delta}\right) \mathbf{E}_t \left\{ \frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathbf{x}_t)}{\partial \mathbf{A}_{t+1}} \left[-(1+r_t)\right] + \right.$$

$$\left. + \frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathbf{x}_t)}{\partial c_t} \right\} - \lambda_t = 0 \qquad \textbf{(7)}$$

Las formas funcionales que se consideran en la aplicación posterior permiten intercambiar los órdenes de integración y diferenciación.

Bajo los supuestos establecidos, la solución del programa del consumidor viene dada por una función medible c(.) cuyo dominio es el espacio de estados y recorrido son las decisiones de consumo. La solución es un plan de Markov, por lo que la «regla» adoptada no depende del momento del tiempo. A continuación se caracteriza la solución del programa del consumidor (ver derivación en el Apéndice A)

$$\frac{\partial u(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_t} +$$

$$+ \left(\frac{1}{1+\delta}\right) \mathbf{E}_t \left\{ \begin{array}{l} \displaystyle\sum_{j=0}^{k} \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^j \frac{\partial u(c_{t+j+1}, c_{t+j}, \dots c_{t+j-k+1})}{\partial c_{t+1}} \left[-(1+r_t)\right] \\ \displaystyle + \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^j \frac{\partial u(c_{t+j+1}, c_{t+j}, \dots c_{t+j-k+1})}{\partial c_t} \end{array} \right\} = \lambda_t \qquad \textbf{(8)}$$

La ecuación (8) tiene un interpretación económica en términos de «igualdad de tasas marginales de sustitución». El valor actual esperado de la pérdida de utilidad - tanto actual como futura, por el efecto sobre la función de utilidad del consumo en los períodos anteriores de tiempo-, asociada a una disminución infinitesimal del consumo en t, debe igualar al valor actual esperado de una ganancia en utilidad al incrementarse el consumo en t+1 en $1+r_t$ unidades más el precio sombra del crédito.

En la ecuación (8) los términos que están sumados del lado izquierdo representan la ganancia de utilidad asociada a una variación en el margen del consumo en el período t. Los términos que están restados representan la pérdida de utilidad asociada a una variación negativa del consumo en t+1. El consumidor, para optimizar, va a querer igualar las ganancias a las pérdidas, pero en este caso las restricciones de crédito no se lo permiten. Como se ve, si la restricción de liquidez está operando, la variable de coestado será estrictamente positiva con probabilidad uno.

El modelo teórico presentado aquí permite incorporar de una forma relativamente sencilla la no separabilidad y - lo que es más importante - facilita una interpretación económica de un rechazo de la condición $E_t(.)=0$. La ecuación 8 explícita una razón para esperar un rechazo de la HIP/CV.

Es necesario asumir una forma funcional determinada para u a los efectos de poder aplicar el herramental econométrico. Se supone que la presente clase de no separabilidad en el consumo puede modelizarse linealmente haciendo uso de un polinomio en el operador de rezagos (L):

$$u\left(c_t, c_{t-1}, \dots c_{t-k}\right) = u\left[\psi(\mathbf{L}) c_t\right] \qquad \textbf{(9)}$$

Se supone, además, que la función de utilidad es del tipo de coeficiente de aversión relativa al riesgo constante (CRRA):

$$u(x) = \frac{x^{1-\gamma}}{1-\gamma} \qquad \textbf{(10)}$$

La función de utilidad es por tanto:

$$u\left(c_t, c_{t-1}, \dots c_{t-k}\right) = \frac{\left(\psi_0 c_t + \psi_1 c_{t-1} + \dots \psi_k c_{t-k}\right)^{1-\gamma}}{1-\gamma} \qquad \textbf{(11)}$$

El coeficiente de aversión relativa al riesgo - de acuerdo con la medida de Arrow-Pratt - es $\boldsymbol{\gamma}$. Operando, la condición de primer orden es:

$$\mathbf{E}_t \left\{ \begin{array}{l} \displaystyle\sum_{j=0}^{k} \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^{j+1} \left(\frac{\psi_0 c_{t+j+1} + \psi_1 c_{t+j} + \dots \psi_k c_{t-k+j+1}}{\psi_0 c_t + \psi_1 c_{t-1} + \dots \psi_k c_{t-k}}\right)^{-\gamma} \left(\frac{\psi_j}{\psi_0}\right) \left[-\left(1+r_t\right)\right] \\ \displaystyle + \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^{j+1} \left(\frac{\psi_0 c_{t+j+1} + \psi_1 c_{t+j} + \dots \psi_k c_{t-k+j+1}}{\psi_0 c_t + \psi_1 c_{t-1} + \dots \psi_k c_{t-k}}\right)^{-\gamma} \left(\frac{\psi_j}{\psi_0}\right) + 1 \end{array} \right\} = \lambda'_t$$

(12)

Donde,

$$\lambda'_t = \frac{\lambda_t}{\left(\psi_0 c_t + \psi_1 c_{t-1} + \ldots \psi_k c_{t-k}\right)^{-\gamma} \psi_0} \qquad \textbf{(13)}$$

De modo que **λ'** conserva el signo de **λ**.

En la expresión anterior pueden normalizarse los parámetros ψ_i, de modo que la expresión a estimar sería:

$$\mathbf{E}_t \left\{ \begin{array}{l} \sum_{j=0}^{k} \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^{j+1} \left(\frac{c_{t+j+1} + \omega_1 c_{t+j} + \ldots \omega_k c_{t-k+j+1}}{c_t + \omega_1 c_{t-1} + \ldots \omega_k c_{t-k}} \right)^{-\gamma} \omega_j \left[-\left(1 + r_t\right) \right] \\ + \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^{j+1} \left(\frac{c_{t+j+1} + \omega_1 c_{t+j} + \ldots \omega_k c_{t-k+j+1}}{c_t + \omega_1 c_{t-1} + \ldots \omega_k c_{t-k}} \right)^{-\gamma} \omega_j + 1 \end{array} \right\} = \lambda'_t$$

(14)

Los coeficientes ω_i conservan el signo de los ψ_i (i≥1) porque $\psi_0>0$.[3]

RESULTADOS DE ESTIMACIONES DE ECUACIONES DE EULER

El modelo desarrollado permite tomar una decisión acerca de la HIP/CV sobre datos de Uruguay mediante el método generalizado de los momentos desarrollado por Hansen (1982) y Hansen y Singleton (1982) para la estimación de relaciones no-lineales en modelos de expectativas racionales.

El método posee la ventaja de no requerir explicitar un contexto de equilibrio general sino partir del equilibrio parcial del consumidor. No se requieren supuestos acerca de la exogeneidad de algunas variables.

El análisis empírico abarca el período enero de 1984 a octubre de 1994, utilizándose datos de periodicidad mensual. Las estimaciones se lle-

3 De otro modo se tiene que la derivada de la función de utilidad respecto del consumo presente es negativo.

varon a cabo utilizando la serie de consumo construida por el autor - ver Anexo B - desestacionalizada mediante el procedimiento X11 incorporado al paquete estadístico SAS-ETS[4].

La tasa de interés usada es el rendimiento real ex-post de los depósitos a plazo fijo en moneda extranjera (utilizando la inflación en dólares para convertir en real la tasa nominal). La elección del instrumento financiero se basó en la preferencia del público por los depósitos a plazo en dólares en el período considerado.

A los efectos de la implementación práctica se limita la no separabilidad de modo que k=1,2 para simplificar el procedimiento. En la medida en que se agregan rezagos en la especificación de la función de utilidad, se incluyen términos en medias móviles en la distribución de la función que debería cumplir las condiciones de ortogonalidad. Asumir «mayor» no separabilidad implica agregar parámetros a estimar (con la consiguiente pérdida de grados de libertad) y además los términos en medias móviles que se deducen de la no separabilidad llevan a limitarla. De este modo, se testean sucesivamente las condiciones de ortogonalidad implicadas por la HIP/CV (λ=0):

E1) k = 1:

$$u^{1}_{t+1} = \left(\frac{1}{1+\delta}\right)\left(\frac{c_{t+1}+\omega_1 c_t}{c_t+\omega_1 c_{t-1}}\right)(1+r_t) + $$

$$+ \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^{2}\left(\frac{c_{t+2}+\omega_1 c_{t+1}}{c_t+\omega_1 c_{t-1}}\right)\omega_1 (1+r_t) -$$

$$- \left(\frac{1}{1+\delta}\right)\left(\frac{c_{t+2}+\omega_1 c_{t+1}}{c_t+\omega_1 c_{t-1}}\right) - 1$$

4 SAS es una marca registrada del SAS Institute, Cary North Carolina.

E2) k = 2

$$u^2_{t+1} = \left(\frac{1}{1+\delta}\right)\left(\frac{c_{t+1} + \omega_1 c_t + \omega_2 c_{t-1}}{c_t + \omega_1 c_{t-1} + \omega_2 c_{t-2}}\right)(1 + r_t) +$$

$$+ \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^2\left(\frac{c_{t+2} + \omega_1 c_{t+1} + \omega_2 c_t}{c_t + \omega_1 c_{t-1} + \omega_2 c_{t-2}}\right)\omega_1(1 + r_t) +$$

$$+ \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^3\left(\frac{c_{t+2} + \omega_1 c_{t+1} + \omega_2 c_t}{c_t + \omega_1 c_{t-1} + \omega_2 c_{t-2}}\right)\omega_2(1 + r_t) -$$

$$- \left(\frac{1}{1+\delta}\right)\left(\frac{c_{t+2} + \omega_1 c_{t+1} + \omega_2 c_t}{c_t + \omega_1 c_{t-1} + \omega_2 c_{t-2}}\right) -$$

$$- \left(\frac{1}{1+\delta}\right)^2\left(\frac{c_{t+2} + \omega_1 c_{t+1} + \omega_2 c_t}{c_t + \omega_1 c_{t-1} + \omega_2 c_{t-2}}\right)\omega_1 - 1$$

$E_t u^1_{t+1} = 0$ o, alternativamente, $E_t u^2_{t+1} = 0$

De acuerdo con la interpretación que favorece el actual contexto teórico, la prueba de hipótesis a realizar se refiere a si están operando restricciones de liquidez :

$H_0)\ E_t u^i_{t+1} = 0$

$H_1)\ E_t u^i_{t+1} > 0$ $\qquad i = 1,2$

Nótese que se realizó un cambio de signo que, como el estadístico de prueba es una forma cuadrática de los momentos muestrales, no tiene importancia.

El método generalizado de los momentos requiere la definición de un vector de variables instrumentales, z_t, conformado por información conocida por los agentes en el momento t y que permite transformar la esperanza en incondicional:

$$\mathbf{E}f^i_{t+1} = \mathbf{E}\left(u^i_{t+1} \otimes z_t\right) = \mathbf{0} \qquad i = 1,2$$

Para el presente problema se optó por incluir tanto valores rezagados del consumo como de la tasa de interés entre los instrumentos. Se probaron diferentes conjuntos de instrumentos y se encontraron básicamente los mismos resultados. En la tabla se presentan las estimaciones obtenidas utilizando el consumo rezagado hasta 3 períodos y la tasa de interés rezagada hasta 4 períodos como instrumentos.

La decisión sobre la HIP/CV se tomará en base al estadístico J de Hansen (1982), el valor final de la expresión a minimizar. Bajo la hipótesis nula, el estadístico J converge en distribución a una χ^2 con tantos grados de libertad como condiciones de sobreidentificación se prueben menos el número de parámetros que se estiman. Como sólo se probó una ecuación de Euler por vez, la cantidad de condiciones de sobreidentificación iguala el número de instrumentos (7).

Se estimaron los parámetros imponiendo las condiciones de ortogonalidad E1 y E2, minimizando una forma cuadrática del vector de medias muestrales, tal como se describe en Hansen (1982). En la aplicación del método se impone la presencia de un componente MA(1) en el caso de E1 y MA(2) para E2.

El procedimiento de minimización converge para estimaciones de los parámetros no plausibles económicamente[5], lo que lleva a sospechar que se queda en un mínimo local. Se optó por utilizar una grilla de dos dimensiones en el espacio paramétrico y estimar los parámetros de durabilidad/formación de hábito minimizando J para cada par (γ,δ) mediante el algoritmo Gauss-Newton. Los valores de la función objetivo para las nuevas estimaciones son menores que las obtenidas inicialmente, por lo que se confirma que se trataba de mínimos locales.

Ecuación	T	GL	J	γ	δ	ω_1	ω_2
E1	118	4	25.1	2.6	.111	.051	-
E2	118	3	24.2	2.8	.087	.067	.027

Las estimaciones se realizaron sobre la base de un tamaño de muestra de 118 observaciones. Como se observa en la tabla, el estadístico J es

5 En particular se obtienen valores del factor de descuento significativamente superiores a la unidad.

mayor que los valores críticos de una χ^2 con 3 o 4 grados de libertad para los niveles de significación usuales (por ejemplo, tomando 4 grados de libertad, $\chi^{2(.99)} = 13.28$). El estadístico de prueba pertenece a la región de rechazo, por lo que la decisión pertinente es rechazar las restricciones de sobreidentificación que implica el modelo teórico sin restricciones de liquidez. La evidencia basada en la estimación de ecuaciones de Euler mediante el método generalizado de los momentos rechaza la HIP/CV.

Los valores del estadístico J implican que el ajuste del modelo sin restricciones de liquidez no es adecuado, por lo que los parámetros estimados deben desecharse. Si se acepta, sin embargo, (totalmente sobre bases a priori) que las restricciones de liquidez son importantes, el modelo no estaría mal especificado y las estimaciones de los parámetros profundos de la función de utilidad del agente representativo brindan cierta información, aunque no se conocen sus propiedades estadísticas.

Llaman la atención los elevados valores de δ, lo que lleva a pensar en una sociedad relativamente impaciente. El consumidor representativo descuenta la utilidad que le brinda el consumo futuro a una tasa mayor que los valores cercanos a .04 que se encuentran para países desarrollados. La estimación para Uruguay contrasta con los valores obtenidos por Ostry y Reinhart (OR) (1992) en el caso de trece países subdesarrollados.

Las estimaciones de la medida de aversión relativa al riesgo de Arrow-Pratt muestran cifras más elevadas que las estimaciones realizadas en otros países. Braun et. al. (1993) obtienen valores entre 0.1 y 1.3 para una muestra de países desarrollados, mientras que los valores estimados para Uruguay superan 2.5 en ambas estimaciones. Los datos utilizados en la estimación abarcan el período post-crisis de 1982, con el consiguiente cambio en la conducta de los agentes. El elevado nivel de aversión al riesgo puede explicarse en parte por una reacción a la inestabilidad surgida luego de la crisis de los ochenta.

Estimaciones altas de coeficiente de aversión relativa al riesgo implican un nivel bajo de sustituibilidad intertemporal (si no hubiera restricciones de liquidez, es la inversa de la elasticidad de sustitución). Los resultados encontrados son coherentes con los hallazgos de Hall (1988) para EE.UU. y Patterson y Pesaran (1992) para EE.UU. y el Reino Unido donde las estimaciones de la elasticidad de sustitución intertemporal es baja.

OR (1992) encuentran que la elasticidad de sustitución intertemporal es elevada aún en países no desarrollados. OR utilizan series de consumo en países con muy reducido nivel de desarrollo. La diferencia de nuestros resultados con los trabajos realizados por OR probablemente se fundamenten en la calidad de los datos utilizados [la metodología econométrica es similar a la utilizada por OR], resulta poco creíble que los problemas de restricción de créditos tengan importancia en Uruguay pero no para Ghana, Sri Lanka, etc.

CONCLUSIONES

Se estimaron ecuaciones de Euler para datos de Uruguay, encontrando que las implicancias empíricas de una versión de la HIP/CV bajo expectativas racionales y durabilidad-formación de hábito en el consumo no posee un buen ajuste. Un modelo en que se incluyen restricciones de liquidez lleva a esperar un no cumplimiento de las condiciones de sobreidentificación derivadas de la HIP/CV.

El ejercicio econométrico llevado a cabo está sujeto a la crítica de que la prueba realizada es de una hipótesis conjunta. De hecho, se somete a prueba no sólo la HIP/CV sino también la validez del uso de un agente representativo, la forma de la función de utilidad, los supuestos implícitos en la implementación estadística, etc. La crítica es de recibo y se engloba en la denominada tesis de irrefutabilidad de Duhem-Quine.

Como resulta imposible aislar hipótesis en economía, la tesis Duhem-Quine podría invalidar todo trabajo econométrico. Afortunadamente, en la metodología de Karl Popper se encuentra un antídoto frente a la perspectiva pesimista de invalidez de la evidencia empírica: debe someterse una hipótesis a múltiples contrastaciones en diferentes contextos. En este sentido, los resultados presentados se agregan los rechazos de la HIP/CV en países desarrollados, a la evidencia de cointegración en la frecuencia anual entre consumo e ingreso presentada en Echenique (1995) y a la percepción informal de la importancia de las restricciones de crédito en Uruguay.

Los resultados obtenidos en el presente trabajo tienen una serie de implicancias macroeconómicas:

1. Debe advertirse contra el uso de explicaciones que dependen ex-

cesivamente de la sustituibilidad intertemporal del consumo. En particular, puede sostenerse que el mecanismo de propagación en el que descansan algunos modelos de la teoría real del ciclo son poco importantes a la luz de la evidencia para Uruguay. Las conceptualizaciones de los hechos estilizados asociados a planes de estabilización del estilo Calvo y Végh (1993) no serían aplicables a las políticas macroeconómicas en Uruguay debido a que se basan en un grado elevado de sustitución intertemporal.

2. Las restricciones de crédito son importantes y debería realizarse un esfuerzo por incorporarlas en las explicaciones macroeconómicas y comprender como inciden en los diferentes mecanismos de transmisión.

3. Las restricciones de liquidez pueden contribuir a explicar fenómenos asociados al crecimiento del producto en un período más largo [Japelli y Pagano (1994)].

4. La equivalencia ricardiana no tiene validez para la economía uruguaya. Si bien es un resultado esperable si se revisan los importantes supuestos de los que depende la equivalencia ricardiana, es útil contar con un ejercicio econométrico que brinde evidencia. La recomendación de política que se derivaría es que puede ser deseable que el gobierno «preste» a los agentes en las recesiones mediante una política fiscal anticíclica.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Braun, Philip A., George M. Constantinides y Wayne E. Ferson *«Time nonseparability in aggregate consumption - international evidence»* European Economic Review 37 (1993)

Breeden, Douglas T. *«An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities»* Journal of Financial Economics 7 (Setiembre, 1979)

Calvo y Végh *«Exchange rate based stabilization under imperfect credibility»* en H. Frisch y A. Worgotter (eds.) *«Open Economy Macroeconomics»* MacMillan Press (1993)

Constantinides, George M. *«Habit formation: a resolution of the equity premium puzzle»* Journal of Political Economy 98(2) (1990)

Echenique, Federico *«La teoría del consumo: una investigación empírica para datos de Uruguay»* Monografía - Licenciatura en Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República (1995)

Hall, Robert *«Stochastic implications of the life cycle - permanent income hipothesis: theory and evidence»* Journal of Political Economy 86 (Diciembre, 1978)

Hall, Robert *«Intertemporal substitution in consumption»* Journal of Political Economy 96(2) (1988)

Hansen, Lars P. *«Large sample properties of the generalized method of moments estimators»* Econometrica 50(4) (Julio, 1982)

Hayashi, Fumio *«The permanent income hypothesis: estimation and testing by instrumental variables»* Journal of Political Economy 90(5) (1982)

Hayashi, Fumio *«The permanent income hypothesis and consumption durability: analysis based on japanese panel data»* Quarterly Journal of Economics 100(4) (Noviembre, 1985)

He, Hua y David M. Modest *«Market frictions and consumption-based asset pricing»* Journal of Political Economy 103 (1995).

Japelli, Tullio y Marco Pagano *«Consumption and capital markets imperfections: an international comparison»* American Economic Review 79 (1989)

Japelli, Tullio y Marco Pagano *«Saving, growth and liquidity constraints»* Quarterly Journal of Economics 109 (1994)

Lucas, Robert E., Jr. *«Asset prices in an exchange economy»* Econometrica 46 (1978)

Mankiw, Gregory y Stephen Zeldes *«The consumption of stockholders and nonstockholders»* Journal of Financial Economics 29(1) (1989)

Ostry, Jonathan D. y Carmen M. Reinhart *«Private saving and terms of trade shocks»* IMF Staff Papers 39(3) (Setiembre, 1992)

Patterson Kerry D. y Pesaran Bahram *«The intertemporal elasticity of substitution in the United States and the United Kingdom»* The Review of Economics and Statistics» 74(4) (Noviembre, 1992)

Zeldes, Stephen *«Consumption and liquidity constraints: an empirical investigation»* Journal of Political Economy 97(2) (1989)

APENDICE A

(Derivación de la ecuación de Euler)

Sustituyendo en la ecuación (7) se encuentra:

$$V(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k}) = u[c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k}),\mathbf{x}_t,c_{t-k}] + \left(\frac{1}{1+\delta}\right)\mathbf{E}_t V[(\mathbf{A}_t -$$

$$- c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k}))(1+r_t) + y_{t+1},c_t,\mathbf{x}_t] + \lambda_t\left[\mathbf{A}_t - c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})\right] \quad \textbf{(A1)}$$

En la igualdad anterior, derivando respecto de las variables de estado se obtiene un sistema recursivo de ecuaciones. Tomando la derivada respecto de la riqueza:

$$\frac{\partial V(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t} = \frac{\partial u(c_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial c_t}\frac{\partial c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t} +$$

$$+\left(\frac{1}{1+\delta}\right)\mathbf{E}_t\left\{\frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1},c_t,\mathbf{x}_t)}{\partial \mathbf{A}_{t+1}}(1+r_t)\left[1-\frac{\partial c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t}\right] +\right.$$

$$\left.+\frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1},c_t,\mathbf{x}_t)}{\partial c_t}\frac{\partial c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t}\right\} + \lambda_t\left[1-\frac{\partial c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t}\right] \qquad \text{(A2)}$$

Sustituyendo (7) en A2:

$$\frac{\partial V(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t} = \frac{\partial u(c_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial c_t}\frac{\partial c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t} +$$

$$+\left(\frac{1}{1+\delta}\right)\mathbf{E}_t\left\{\frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1},c_t,\mathbf{x}_t)}{\partial \mathbf{A}_{t+1}}(1+r_t)\left[1-\frac{\partial c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t}\right] +\right.$$

$$\left.+\frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1},c_t,\mathbf{x}_t)}{\partial c_t}\frac{\partial c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t}\right\} + \left(\frac{\partial u(c_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial c_t} + \right. \qquad \textbf{(A3)}$$

$$\left.+\left(\frac{1}{1+\delta}\right)\mathbf{E}_t\left\{\frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1},c_t,\mathbf{x}_t)}{\partial \mathbf{A}_{t+1}}\left[-(1+r_t)\right]+\frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1},c_t,\mathbf{x}_t)}{\partial c_t}\right\}\right)\left[1-\frac{\partial c(\mathbf{A}_t,\mathbf{x}_t,c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t}\right] =$$

$$= \frac{\partial u(c_t, x_t, c_{t-k})}{\partial c_t} + \left(\frac{1}{1+\delta}\right) E_t \left\{ \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial c_t} \right\}$$

Luego se tienen k-1 igualdades adicionales:

$$\frac{\partial V(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} = \frac{\partial u(c_t, x_t, c_{t-k})}{\partial c_t} \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} + \frac{\partial u(c_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} +$$

$$+\left(\frac{1}{1+\delta}\right) E_t \left\{ \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial A_{t+1}} \left[-(1+r_t)\right] \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} + \right.$$

$$\left. + \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial c_t} \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} + \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial x_t} \right\} -$$

$$-\lambda_t \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} = \left[\frac{\partial u(c_t, x_t, c_{t-k})}{\partial c_t} - \lambda_t \right] \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} +$$

$$+ \frac{\partial u(c_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} + \left(\frac{1}{1+\delta}\right) E_t \left\{ \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial A_{t+1}} \left[-(1+r_t)\right] \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} + \right.$$

$$\left. + \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial c_t} \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} + \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial x_t} \right\} \qquad \textbf{(A4)}$$

Sustituyendo (7) en (A4):

$$\frac{\partial V(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} = \left(\frac{1}{1+\delta}\right) E_t \left\{ \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial A_{t+1}} (1+r_t) - \right.$$

$$\left. - \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial c_t} \right\} \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} + \frac{\partial u(c_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} +$$

$$+\left(\frac{1}{1+\delta}\right) E_t \left\{ \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial A_{t+1}} \left[-(1+r_t)\right] \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} + \right.$$

$$\left. + \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial c_t} \frac{\partial c(A_t, x_t, c_{t-k})}{\partial x_t} + \frac{\partial V(A_{t+1}, c_t, x_t)}{\partial x_t} \right\} =$$

$$= \frac{\partial u(c_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial \mathrm{x}_t} + \left(\frac{1}{1+\delta}\right) \mathbf{E}_t \left\{ \frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathrm{x}_t)}{\partial \mathrm{x}_t} \right\} \tag{A5}$$

Finalmente,

$$\frac{\partial V(\mathbf{A}_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} = \frac{\partial u(c_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_t} \frac{\partial c(\mathbf{A}_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} + \frac{\partial u(c_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} +$$
$$+ \left(\frac{1}{1+\delta}\right) \mathbf{E}_t \left\{ \frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathrm{x}_t)}{\partial \mathbf{A}_{t+1}} \left[-(1+r_t)\right] \frac{\partial c(\mathbf{A}_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} + \right.$$
$$\left. + \frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathrm{x}_t)}{\partial c_t} \frac{\partial c(\mathbf{A}_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} \right\} - \lambda_t \frac{\partial c(\mathbf{A}_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} \tag{A6}$$

Sustituyendo las condiciones de primer orden en A6.

$$\frac{\partial V(\mathbf{A}_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} = \left(\frac{1}{1+\delta}\right) \mathbf{E}_t \left\{ \frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathrm{x}_t)}{\partial \mathbf{A}_{t+1}} (1+r_t) - \right.$$
$$\left. - \frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathrm{x}_t)}{\partial c_t} \right\} \frac{\partial c(\mathbf{A}_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} + \frac{\partial u(c_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} +$$
$$+ \left(\frac{1}{1+\delta}\right) \mathbf{E}_t \left\{ \frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathrm{x}_t)}{\partial \mathbf{A}_{t+1}} \left[-(1+r_t)\right] \frac{\partial c(\mathbf{A}_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} + \right.$$
$$\left. + \frac{\partial V(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathrm{x}_t)}{\partial c_t} \frac{\partial c(\mathbf{A}_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} \right\} = \frac{\partial u(c_t, \mathrm{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-k}} \tag{A7}$$

El vector gradiente de la función de valor define un sistema de k+1 ecuaciones:

$$\nabla V\left(\mathbf{A}_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right) = \begin{pmatrix} \dfrac{\partial V\left(\mathbf{A}_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial \mathbf{A}_t} \\ \dfrac{\partial V\left(\mathbf{A}_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial c_{t-1}} \\ \dfrac{\partial V\left(\mathbf{A}_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial c_{t-2}} \\ \vdots \\ \vdots \\ \dfrac{\partial V\left(\mathbf{A}_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial c_{t-k+1}} \\ \dfrac{\partial V\left(\mathbf{A}_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial c_{t-k}} \end{pmatrix} =$$

$$= \begin{pmatrix} \dfrac{\partial u\left(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial c_t} + \left(\dfrac{1}{1+\delta}\right)\mathbf{E}_t\left\{\dfrac{\partial V\left(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathbf{x}_t\right)}{\partial c_t}\right\} \\ \dfrac{\partial u\left(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial c_{t-1}} + \left(\dfrac{1}{1+\delta}\right)\mathbf{E}_t\left\{\dfrac{\partial V\left(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathbf{x}_t\right)}{\partial c_{t-1}}\right\} \\ \dfrac{\partial u\left(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial c_{t-2-}} + \left(\dfrac{1}{1+\delta}\right)\mathbf{E}_t\left\{\dfrac{\partial V\left(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathbf{x}_t\right)}{\partial c_{t-2}}\right\} \\ \vdots \\ \vdots \\ \dfrac{\partial u\left(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial c_{t-k+1}} + \left(\dfrac{1}{1+\delta}\right)\mathbf{E}_t\left\{\dfrac{\partial V\left(\mathbf{A}_{t+1}, c_t, \mathbf{x}_t\right)}{\partial c_{t-k+1}}\right\} \\ \dfrac{\partial u\left(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k}\right)}{\partial c_{t-k}} \end{pmatrix} \qquad \textbf{(A8)}$$

Resolviendo recursivamente las ecuaciones anteriores y haciendo uso de la propiedad de esperanzas iteradas se tiene:

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial V(\mathbf{A}_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_{t-1}} &= \mathbf{E}_t \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^j \frac{\partial u(c_{t+j}, c_{t+j-1}, \ldots c_{t+j-k})}{\partial c_t} \\
\frac{\partial V(\mathbf{A}_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k})}{\partial \mathbf{A}_t} &= \mathbf{E}_t \sum_{j=0}^{k} \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^j \frac{\partial u(c_{t+j}, c_{t+j-1}, \ldots c_{t+j-k})}{\partial c_{t-1}}
\end{aligned}
\qquad \textbf{(A9)}
$$

Sustituyendo A9 en (7), la condición de primer orden queda:

$$
\frac{\partial u(c_t, \mathbf{x}_t, c_{t-k})}{\partial c_t} +
$$

$$
+ \left(\frac{1}{1+\delta} \right) \mathbf{E}_t \left\{ \begin{array}{l} \displaystyle\sum_{j=0}^{k} \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^j \frac{\partial u(c_{t+j+1}, c_{t+j}, \ldots c_{t+j-k+1})}{\partial c_{t+1}} \left[-(1+r_t) \right] \\ \displaystyle + \sum_{j=0}^{k-1} \left(\frac{1}{1+\delta} \right)^j \frac{\partial u(c_{t+j+1}, c_{t+j}, \ldots c_{t+j-k+1})}{\partial c_t} \end{array} \right\} = \lambda_t
$$

(A10)

APENDICE B

El consumo privado de las cuentas nacionales que construye el Banco Central del Uruguay surge como residuo una vez igualadas oferta y demanda agregada. A raíz de la mala calidad de la serie de las cuentas nacionales, surge la necesidad de intentar una mejora en la medición del consumo como requisito previo a cualquier investigación empírica.

La serie de consumo utilizada en el trabajo se construyó invirtiendo una función de recaudación del Impuesto al Valor Agregado de la forma:

$$\log(\text{RECAUDACIÓN}) = a + \log(\text{CONSUMO}) + 0.9*\log(\text{TASA DE IVA})$$

Las elasticidades utilizadas surgen de regresiones (con datos anuales del Banco Central del Uruguay) en las que las estimaciones puntuales se aproximan a 1 y a .9 para la elasticidad consumo y para la elasticidad tasa, respectivamente. La elasticidad 0.9 de la tasa indica que hay incrementos en la evasión asociados a los cambios de tasa.

La a es una constante de escala. En este caso se eligió a de modo que la serie vale 100 en la primera observación. Por lo tanto, se tiene un índice del consumo.

Se utilizó la recaudación rezagada según las demoras promedio calculadas por la Dirección General Impositiva entre devengamiento y pago, se tomó en cuenta los cambio en las demoras en el tiempo. Se separó IVA interno de IVA importaciones, en virtud de que el IVA importaciones no presenta demoras entre devengamiento y pago.

La serie resultante presentaba cuatro (en los meses 2/85, 7/90, 12/92 y 12/93) outliers debido a que en algunos meses la recaudación se «corrió», provocando una caída importante seguida de un incremento extraordinario. Estos outliers se trataron repartiendo el incremento asociado a los meses excepcionales entre los meses involucrados.

La presente propuesta no esta exenta de problemas[1]. La omisión más evidente surge de que no están contemplados los cambios en la evasión no asociados a cambios en la tasa de IVA. En la medida en que la evasión es anticíclica, este error debería imprimir un sesgo hacia el exceso de sensibilidad del consumo al ingreso corriente y de este modo contradecir la HIP/CV.

La correlación de la serie del Banco Central con el ingreso corriente es más fuerte que la de la serie basada en la recaudación de IVA. Esto sugiere que a pesar del sesgo indicado la actual propuesta domina la serie de las cuentas nacionales.

El autor entregará en soporte magnético la base de datos utilizada a quienes estén interesados.

1 Varios de los problemas presentes en la serie se podrían haber subsanado con una mayor disponibilidad de información. Lamentablemente la Dirección General Impositiva negó información a tres dígitos de CIIU alegando el secreto estadístico.