

Banco Interamericano de Desarrollo
Oficina del Economista Jefe
Red de Centros de Investigación
Documento de Trabajo R-323
Enero 1998

DETERMINANTES DEL AHORRO INTERNO EN URUGUAY

Nelson Noya
Fernando Lorenzo
Carlos Grau-Pérez

Documento preparado en Montevideo, setiembre de 1996, dentro del proyecto comparativo de "Determinantes del ahorro interno en América Latina" de la Red de Centros de Investigación del Banco Interamericano de Desarrollo.

Los autores agradecen la colaboración de Fernando Borraz, Luis Sténeri y Enrique Gilles como ayudantes de investigación.

CINVE, Centro de Investigaciones Económicas, Guayabo 1729/502, 11200 Montevideo, Uruguay. E-mail: cinve@chasque.apc.org

© 1998

Banco Interamericano de Desarrollo
1300 New York Avenue, N.W.
Washington, D.C. 20577

Las opiniones y puntos de vista expresados en este documento son del autor y no reflejan necesariamente los del Banco Interamericano de Desarrollo.

Para obtener una lista completa de los documentos de trabajo de la Oficina del Economista Jefe (OCE) y de la Red de Centros de Investigación, visite nuestra página en el Internet:
<http://www.iadb.org/oce>

Contenido

RESUMEN

El documento analiza los determinantes del ahorro interno en Uruguay. Por un lado, se consideran los determinantes de ahorro privado, mediante un análisis econométrico de las series anuales y trimestrales del consumo privado agregado. Por otro lado, se analiza el resultado fiscal mediante una descomposición entre factores discrecionales y no discrecionales. Se pone particular énfasis en el análisis de los efectos de dos episodios de estabilización basados en el tipo de cambio (1978-82 y 1991 en adelante) y la liberalización financiera de mediados de los años 70.

Se encuentra que no se puede aceptar la hipótesis de ingreso permanente-ciclo de vida, existiendo una dependencia contemporánea entre crecimiento del consumo privado y crecimiento del ingreso que puede interpretarse como proveniente de restricciones de liquidez (de acuerdo al modelo de Campbell y Mankiw, 1989). El grado de esas restricciones de liquidez varía con el crédito bancario, pero este factor no resulta importante en los booms de consumo que acompañaron a los planes de estabilización basados en el tipo de cambio. Por otro lado, paradójicamente, no parecen haber cambios relevantes en el grado de restricciones de liquidez antes y después de la liberalización financiera.

Finalmente, el resultado del sector público depende fundamentalmente de los elementos no discrecionales de la política fiscal, sobre todo en el período posterior a la crisis de la deuda externa, mientras que los componentes discrecionales parecen relacionarse con el ciclo político-electoral.

INTRODUCCION

El objetivo de este documento es analizar los determinantes del ahorro interno en Uruguay. El análisis utiliza series de tiempo de los agregados macroeconómicos para dos períodos: 1955-1994 con frecuencia anual y 1975-1994 con frecuencia trimestral.

Se subdivide el análisis de los determinantes del ahorro interno tratando por un lado los del ahorro privado y por otro los del ahorro público. El documento se concentra particularmente en las consecuencias que tuvieron sobre el ahorro privado la liberalización financiera (iniciada en 1974-76 y no revertida) y dos ensayos de estabilización basados en la fijación del tipo de cambio: el de los preanuncios del tipo de cambio de octubre de 1978 a noviembre de 1982 ("tablita") y el de la flotación dentro de una banda desde marzo de 1991 en adelante. Para el análisis de los determinantes del ahorro privado se recurre al análisis econométrico de las series de consumo privado. Para el análisis del ahorro público se descompone la parte discrecional y la no discrecional de la política fiscal.

Con estos resultados, la caída en la tasa de ahorro privado observada desde 1992 puede interpretarse como transitoria y generada por las circunstancias que rodean al plan de estabilización: una expansión del crédito bancario, en particular del crédito bancario al consumo, y el crecimiento del nivel de ingresos.

En la primera sección se describen los principales rasgos del ahorro y de sus componentes en el período analizado, así como algunos problemas de medición en las estimaciones oficiales. En la segunda sección se tratan los determinantes del ahorro privado, mediante el expediente de hallar los determinantes del consumo privado. Allí mismo se plantean los efectos que la liberalización financiera y los planes de estabilización tuvieron sobre el ahorro privado. En esa misma sección se tratan los vínculos entre el ahorro privado y el ahorro público, mediante el contraste de la equivalencia ricardiana. En la tercera sección se analizan los determinantes del ahorro público. Finalmente, en la última sección se resumen las principales conclusiones.

I. LAS CIFRAS BASICAS DEL AHORRO INTERNO

1. Los hechos estilizados

Uruguay tiene una baja tasa de ahorro interno, aún comparado con el resto de América Latina, la que se ha caracterizado por bajas tasas de ahorro a nivel mundial. El promedio de esa tasa ha sido 13,5 % del PBI en los últimos 40 años, fluctuando entre 9 y 17%. Desde la crisis de la deuda externa en 1982 hasta 1991, esa tasa

prácticamente se mantuvo incambiada entre 15 y 16% del PBI. Sin embargo, desde 1992 exhibe una caída hasta ubicarse en 12,5% en 1994. En los gráficos 1 y 2 se presentan las tasas de ahorro interno y externo.

Gráfico 2

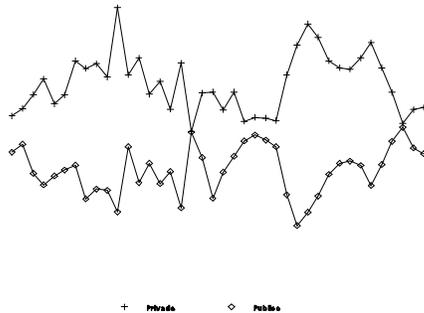
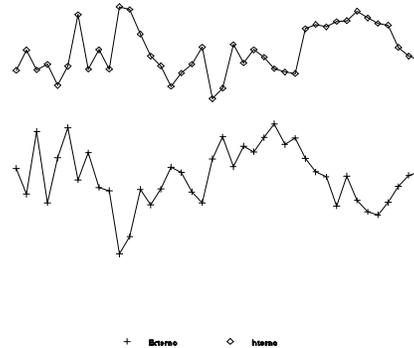


Gráfico 1



Se puede apreciar que la evolución del ahorro interno es prácticamente simétrica a la del ahorro externo. Lo mismo ocurre con los componentes privado y público del ahorro interno, según se aprecia en el gráfico 2: aumentos del ahorro interno se corresponden con disminuciones del ahorro externo.

Allí también se observa que la caída del ahorro interno en los años 90 se debe a la caída del ahorro privado, ya que en los años 90 el ahorro público crece hasta situarse en uno de sus máximos niveles históricos. La caída del ahorro privado comienza a partir de 1990, pasando de más de 17% del PBI en 1989 a 9% en los últimos años.

Otro hecho destacable es que pese a que la economía atravesó importantes reformas estructurales a principios de los años 70, no se perciben a simple vista cambios drásticos en el comportamiento del ahorro interno. El ahorro privado, por ejemplo, es en promedio 12,1% del PBI, exactamente idéntico para los 20 años previos y los 20 posteriores a 1975. El ahorro interno es mayor en el período posterior a 1975 debido a que el promedio del ahorro público pasa de 0,7% a 1,9% del PBI.

Los dos períodos en que hubo planes de estabilización basados en anclas cambiarias coinciden con reducciones en la tasa de ahorro interno (1978-82, 1990-94), aunque no ocurre lo mismo con el ahorro privado,

que no manifiesta cambios en el primer plan mientras que hay una considerable caída en el segundo plan. En el caso uruguayo se reitera el patrón de *booms* de consumo privado que ha caracterizado a este tipo de programas, pero ello no se tradujo en ambos casos en caída del ahorro privado. Simultáneamente, en ambos casos, la entrada de capitales permite un aumento del ahorro externo.

Otros problemas son inherentes a la metodología genérica de la contabilidad nacional y no son específicos de Uruguay, como es el caso de considerar a los intereses por su valor nominal y no por el real. En los cuadros 1 y 2 se muestra una posible medición de los sesgos que algunos de estos problemas introducen en el ahorro interno y en el ahorro privado. En el anexo 1 se detalla la naturaleza de cada problema.

Cuadro 1					
Ahorro interno y correcciones					
En porcentaje sobre el PBI a precios corrientes					
Años	Ahorro sin corregir	Valuación de la inversión en construcción	Intereses de deuda externa a no residentes	Ajuste por inflación en dólares sobre deuda externa	Ahorro corregido
1955-64	12,5	s.d.		-0,1	12,4
1965-74	12,3	s.d.	0,4	0,3	13,0
1975-79	12,5	1,3	1,4	-0,1	14,9
1980	11,7	4,7	0,9	-1,6	15,7
1981	11,4	-0,2	0,8	-1,0	11,0
1982	11,3	2,1	1,6	0,3	15,3
1983	15,5	0,0	1,4	0,5	17,5
1984	15,9	-0,3	1,8	1,5	18,8
1985	15,7	-0,4	1,8	-0,3	16,7
1986	16,2	0,2	1,9	-2,4	16,0
1987	16,3	0,2	2,1	0,9	19,5
1988	17,2	0,1	2,7	1,4	21,4
1989	16,6	-0,2	2,8	1,4	20,6
1990	16,0	-0,4	2,5	1,3	19,4
1991	15,9	-0,9	1,9	0,1	17,0
1992	13,7	-1,2	1,0	0,1	13,6
1993	12,9	-1,4	0,9	0,2	12,6
1994	12,5	-1,4	1,1	0,1	12,4

Fuente: en base a datos de BCU

2. Algunas correcciones y problemas de las series estadísticas

Las estadísticas sobre el ahorro y sus componentes en Uruguay tienen algunos problemas o deficiencias. Los principales problemas provienen de que en la contabilidad nacional el consumo privado se obtiene como residuo, lo que lleva que sea subestimado o sobreestimado, dependiendo de los errores que se cometan en la medición del resto de las variables. Esos errores implican, por consiguiente, errores de signo contrario en el ahorro privado y en el ahorro interno.

La conclusión que se desprende de los ajustes realizados es que éstos no cambian radicalmente los rasgos más destacados del ahorro interno y del ahorro privado, así como tampoco del externo. Por el contrario, en el caso del ahorro privado y del interno la caída de los años 90 se acentúa con los ajustes realizados.

A los efectos del análisis econométrico realizado en las secciones siguientes, dado que la única corrección posible a realizar para todos los períodos se refería al impuesto inflacionario, las series utilizadas sólo contemplan esa corrección.

Cuadro 2
Ahorro privado y correcciones
En porcentaje sobre el PBI a precios corrientes

Años	Ahorro sin correcciones	Valuación de la inversión en construcción	Intereses de deuda pública a no residentes	Ajuste por inflación en dólares sobre deuda externa	Impuesto inflacionario	Déficit parafiscal del banco central	Pérdidas de bancos gestionados	Pérdidas BHU	Ajuste por inflación de intereses	Ahorro con correcciones
1955-64	11,7	s.d.		0,0	-1,6					10,1
1965-74	12,5	s.d.		0,3	-2,7					10,2
1975-79	8,6	1,3	1,4	0,3	-2,0				-0,4	9,3
1980	7,5	4,7	0,9	0,6	-1,4				-0,1	12,28
1981	13,1	-0,2	0,8	0,6	-1,3				0,0	13,04
1982	16,8	2,1	1,6	0,7	-1,1	0,8			0,0	21,02
1983	19,5	0,0	1,4	0,2	-2,0	3,3			-0,1	22,43
1984	17,8	-0,3	1,8	0,5	-2,1	3,7			-1,0	21,32
1985	14,9	-0,4	1,8	-0,1	-2,3	3,0			-0,8	16,81
1986	14,0	0,2	1,9	-0,8	-2,4	3,7			-1,7	16,66
1987	13,9	0,2	2,1	0,3	-2,0	2,6			-1,5	17,18
1988	15,3	0,1	2,7	0,6	-2,5	2,7			-1,7	18,85
1989	17,2	-0,2	2,8	0,6	-2,7	3,0			-1,6	20,66
1990	14,0	-0,4	2,5	0,5	-1,9	3,3			-1,8	18,09
1991	11,0	-0,9	1,9	0,0	-1,4	2,1			-0,6	12,73
1992	7,1	-1,2	1,0	0,0	-1,2	1,4	0,1	0,4	-0,4	7,74
1993	8,8	-1,4	0,9	0,1	-1,3	0,8		0,1	-0,2	7,98
1994	9,1	-1,4	1,1	0,0	-1,1	0,6		0,0	-0,1	8,42

II. DETERMINANTES DEL CONSUMO PRIVADO

El procedimiento para hallar los determinantes del ahorro privado consistió en el análisis de los determinantes del consumo privado. Esta opción metodológica pareció más conveniente dado que la mayor parte de la literatura teórica que guía la búsqueda de especificaciones para los contrastes empíricos se basa en funciones de consumo. Sin perjuicio de ello, las conclusiones finales se expresan en términos de determinantes del ahorro privado.

Asimismo, nuestra estrategia no procura hallar "el verdadero modelo" del consumo privado, sino poner a prueba diversas hipótesis sencillas entre las más frecuentes en la literatura, tanto respecto a los determinantes del consumo como a los efectos introducidos por las políticas de estabilización o de liberalización financiera. En varios casos esa estrategia fue impuesta por la disponibilidad y calidad de los datos.

En primer lugar, se hace una breve síntesis de la teoría de ingreso permanente o de ciclo de vida (IP-CV) que es la hipótesis a contrastar frente a la alternativa, de existencia de restricciones de liquidez. En segundo lugar, la especificación finalmente seleccionada se utiliza para contrastar la hipótesis IP-CV. Luego, en base a la misma especificación, se analizan los efectos de los dos programas de estabilización basados en ancla cambiaria y, las consecuencias de la liberalización financiera. En la medida que esa especificación lleva a considerar como variable dependiente a las variaciones en el consumo, los contrastes brindan información sobre los determinantes de las variaciones cíclicas del consumo, puesto que esta es una variable integrada de orden unitario. Por ello, cuando en la última subsección se estudia el papel jugado por las variables vinculadas a la política fiscal, poniendo a prueba la hipótesis de la equivalencia ricardiana, sólo en ella se hacen referencias a las determinantes de largo plazo.

1. Breve marco de referencia teórico¹

La hipótesis de IP-CV en la moderna formulación de Hall (1978) parte de un consumidor representativo con expectativas racionales que maximiza su utilidad intertemporal esperada. Las funciones de utilidad $U(C_t)$ de cada período se suponen idénticas y separables. Dada su restricción presupuestal, del programa de optimización se deriva la condición de primer orden o ecuación de Euler:

¹ En esta parte se sigue fundamentalmente la exposición de Deaton (1992), particularmente en su capítulo 3.

Si la tasa de descuento subjetiva β es igual a la tasa de interés real r , entonces la ecuación de Euler

$$E_t U'(C_{t+1}) = \frac{\beta}{(1+r)} U'(C_t)$$

dice que la mejor predicción de la utilidad marginal del próximo período, $E_t U'(C_{t+1})$, es la utilidad marginal del período presente. Si se supone que las funciones de utilidad de cada período son cuadráticas, las utilidades marginales son lineales, por lo que esta idea se puede expresar como:

siendo g ruido blanco. O sea, el consumo sigue un paseo aleatorio y no hay ninguna variable presente que pueda predecir el consumo futuro.

Este resultado supone tasas de interés reales constantes, lo cual es obviamente una simplificación excesiva, más aún para países como Uruguay, donde las tasas de interés reales han tenido fluctuaciones de más de 20% en períodos muy cortos. La generalización del resultado anterior para incluir cambios en la tasa de interés real, realizada por Hansen y Singleton (1982) y Hall (1988) da lugar a una ecuación del tipo:

donde las variables con minúsculas que representan cantidades están expresadas en logaritmos (convención que se sigue de aquí en adelante). El parámetro γ es la elasticidad de sustitución intertemporal

del consumo, constante sólo en el caso de que las funciones de utilidad de cada período sean isoelásticas (CES).

Sin embargo, desde los trabajos empíricos de Flavin (1981) se ha mostrado que los cambios esperados en el ingreso corriente tienen algún poder predictivo sobre el consumo futuro. Por ello, un determinante adicional de las variaciones en el consumo privado, según la propuesta de Flavin, está constituido por las variaciones en el ingreso corriente.

Como hipótesis alternativa, se maneja entonces la posibilidad de que haya consumidores con restricciones de liquidez. Esta hipótesis, siguiendo a Campbell y Mankiw (1989) puede formularse suponiendo que una proporción α de los consumidores representativos están restringidos y consumen todo su ingreso. De esa

manera se anida la hipótesis de IP-CV en un modelo más general que permite la existencia de restricciones de liquidez para un grupo de consumidores. Si para el resto se cumple con las hipótesis de IP-CV, entonces, el consumo total surge de la agregación entre consumidores restringidos y no restringidos:

De este modo, la estrategia de contraste consiste en analizar si el parámetro α correspondiente a la variación del ingreso del período corriente resulta significativamente distinto de cero, en cuyo caso, se rechaza la hipótesis nula de IP-CV y se concluye que las restricciones de liquidez constituyen una determinante

de la evolución del consumo privado. Adicionalmente, ese mismo parámetro γ brinda una estimación de la proporción de consumidores restringidos.

La estrategia de Campbell-Mankiw es una forma sencilla de contrastar en sus versiones más simples restricciones de liquidez en relación a versiones también simples de la hipótesis de IP-CV. Sin embargo, existen críticas a ese procedimiento consistentes en que la relación encontradas entre variaciones del consumo y variaciones del ingreso corriente no necesariamente ha de interpretarse como producto de la existencia de restricciones de liquidez. Esto es, la dependencia contemporánea del consumo respecto al ingreso puede estar sustentada en otras razones diferentes a las de las restricciones de liquidez (véase por ejemplo, Attanasio, 1994).

2. Contraste de la hipótesis de ingreso permanente

El contraste se realizó con series anuales para el período 1955-94 y con series de frecuencia trimestral para el período 1975-94.

Las series anuales proceden de los datos oficiales del Banco Central.² En lo que respecta a los datos trimestrales, si bien el Banco Central elabora series trimestrales de la ecuación de oferta y demanda a precios constantes desde 1983, a los efectos de este trabajo se elaboraron series para todo el período 1975-1994 en base al método de las series relacionadas de Chow y Lin (1971). Las series resultantes de acuerdo a este método para el período posterior a 1983 no presentan diferencias relevantes con las series oficiales.

De acuerdo a la especificación que se desprende de la teoría, las variables que deben entrar en el análisis son: el consumo privado³, el ingreso disponible del sector privado⁴ y la tasa de interés real esperada sobre depósitos

2 A los efectos de conciliar la diferentes metodologías con las que se elaboraron las series más recientes y las anteriores a 1983 fue necesario mantener los criterios metodológicos de las series previas a 1983, en particular en lo que se refiere a la inclusión de los intereses de las instituciones de intermediación financiera en la medición del PBI a precios de mercado. Por esta razón, las cifras utilizadas discrepan con las oficiales en los años posteriores a 1983.

3 Idealmente se debería tomar el consumo de bienes no duraderos, pero no fue posible lograr un estimación confiable de este agregado.

4 En los datos anuales se trabajó con el ingreso bruto disponible del sector privado (equivalente al ingreso nacional menos impuestos directos más transferencias netas del gobierno a las familias), corregido por el impuesto inflacionario, en todos los casos a precios constantes de 1983. En las series trimestrales sólo se tomó el PBI neto del impuesto inflacionario como aproximación al ingreso disponible del sector privado.

en moneda nacional ⁵ (también se hicieron estimaciones con la tasa de interés real *ex post* pero los resultados no presentan diferencias). Consumo e ingreso se trabajaron en logaritmos.

Tanto el consumo privado como el ingreso disponible y la tasa de interés real esperada son variables integradas de orden uno. Por esta razón, al incluirse en la ecuación de contraste a la tasa de interés real esperada en términos de niveles mientras que tanto el ingreso disponible como el consumo están en diferencias, hay problemas desde el punto de vista de la especificación econométrica. Mientras las primeras diferencias de los logaritmos del consumo y del ingreso son estacionarias, no ocurre lo mismo con la tasa de interés real esperada. Por ello se ensayaron dos tipos de ecuaciones de contraste: con y sin la tasa de interés real esperada.⁶ Por ello se estima también una ecuación:

Las ecuaciones (1) $c_t = \alpha + \beta y_t + \epsilon_t$ y (2) $y_t = \gamma + \delta c_t + \eta_t$ deben ser estimadas mediante variables instrumentales, no siendo instrumentos válidos las variaciones del consumo y del ingreso con un retardo (véase Campbell y Mankiw, 1989, al respecto). Para buscar un resultado empírico robusto se ensayaron diversas estimaciones, con diferentes instrumentos. Como instrumentos se utilizaron las variaciones de ambas variables entre dos y cuatro retardos. Los resultados se muestran en los cuadros 3 a 6.

En todos los casos el resultado es el mismo: no se puede aceptar la hipótesis nula de que el coeficiente de las variaciones del ingreso presente sea nulo. Por consiguiente, los resultados empíricos indican que durante el período analizado no se puede sostener la validez de la hipótesis de IP-CV, y que las restricciones de liquidez son importantes para explicar la evolución del consumo.⁷

Las diversas estimaciones de la proporción de consumidores restringidos muestran un orden de magnitud entre 30 y 53%, aunque las mayoría de las estimaciones puntuales se agrupan o bien en torno a 38% o bien en torno a 49%.

5 Las expectativas de inflación se estimaron como la predicción de modelos autorregresivos con componentes estacionales del nivel de precios. Los modelos se ajustaron para cada período con la información disponible en los períodos previos, es decir, la muestra de observaciones fue variable en el tiempo.

6 Se han realizado contrastes de raíces unitarias sobre todas las series anuales y trimestrales consideradas. Los resultados de estos contrastes no se incluyen por razones de espacio, estando a disposición de los interesados por requerimiento a los autores.

7 Este resultado es compatible con el que obtuvo Echenique (1995) con otra metodología y otros datos. Echenique contrastó la ecuación de Euler generalizada para tasas de interés variables, mediante el método generalizado de los momentos, utilizando series de consumo privado elaboradas a partir de la recaudación de impuestos.

Cuadro 3
Contraste básico de la hipótesis de ingreso permanente
Estimación por variables instrumentales de la ecuación (1)
Datos anuales: 1955-1994

Instrumentos	Número efectivo de observaciones	Resultados de regresiones MCO (a) βY_t	$\hat{\beta}$ (b)	Contraste de las restricciones (c)
$\beta Y_{t \& 2}$, $\beta C_{t \& 2}$	37	0,01	0,3638 (2,07)	-,08
$\beta Y_{t \& 2}$	37	0,03	0,3664 (2,08)	-,05
$\beta Y_{t \& 2}$, $\beta Y_{t \& 3}$, $\beta C_{t \& 2}$, $\beta C_{t \& 3}$	36	0,09	0,3386 (1,91)	-,10
$\beta Y_{t \& 2}$, $\beta Y_{t \& 3}$	36	0,09	0,3730 (2,11)	-,08
$\beta Y_{t \& 2}$, $\beta Y_{t \& 3}$, $\beta Y_{t \& 4}$, $\beta C_{t \& 2}$, $\beta C_{t \& 3}$, $\beta C_{t \& 4}$	35	0,14	0,4936 (2,88)	-,07
$\beta Y_{t \& 2}$, $\beta Y_{t \& 3}$, $\beta Y_{t \& 4}$	35	0,18	0,4781 (2,72)	-,06

(a) R² ajustado de la regresión de la variable sobre el conjunto de instrumentos.

(b) Parámetro estimado por variables instrumentales. Estadístico t entre paréntesis.

(c) R² ajustado de la regresión de los residuos de la ecuación (2) estimada por MCO sobre los instrumentos.

Cuadro 4
Contraste básico de la hipótesis de ingreso permanente
Estimación por variables instrumentales de la ecuación (1)
Datos anuales: 1955-1994

Instrumentos	Número efectivo de observaciones	Resultados de regresiones MCO (a)		$\hat{\beta}$ (b)	$\hat{\beta}$ (b)	Contraste de las restricciones (c)
		$?Y_t$	r_t			
$?Y_{t \& 2}, ?C_{t \& 2}, r_t$	37	-0,03	0,28	0,3821 (2,13)	0,0966 (0,48)	-,12
$?Y_{t \& 2}, r_t$	37	0,00	0,30	0,3829 (2,13)	0,0905 (0,45)	-,08
$?Y_{t \& 2}, ?C_{t \& 2}$	37	0,01	0,20	0,3854 (2,15)	0,5121 (0,55)	-,09
$?Y_{t \& 2}, ?Y_{t \& 3},$ $?C_{t \& 2}, ?C_{t \& 3},$ $r_{t \& 2}, r_{t \& 3}$	36	0,03	0,25	0,3785 (1,93)	0,0883 (0,48)	-,17
$?Y_{t \& 2}, ?Y_{t \& 3},$ $r_{t \& 2}, r_{t \& 3}$	36	0,04	0,27	0,4075 (2,15)	0,0974 (0,50)	-,14
$?Y_{t \& 2}, ?Y_{t \& 3},$ $?C_{t \& 2}, ?C_{t \& 3}$	36	0,09	0,17	0,3016 (1,54)	-,1965 (-0,44)	-,09
$?Y_{t \& 2}, ?Y_{t \& 3}, ?Y_{t \& 4},$ $?C_{t \& 2}, ?C_{t \& 3}, ?C_{t \& 4},$ $r_{t \& 2}, r_{t \& 3}, r_{t \& 4}$	35	0,05	0,20	0,5033 (2,92)	0,0303 (0,21)	-,17
$?Y_{t \& 2}, ?Y_{t \& 3}, ?Y_{t \& 4},$ $r_{t \& 2}, r_{t \& 3}, r_{t \& 4}$	35	0,08	0,23	0,4928 (2,82)	0,0965 (0,60)	-,20
$?Y_{t \& 2}, ?Y_{t \& 3}, ?Y_{t \& 4},$ $?C_{t \& 2}, ?C_{t \& 3}, ?C_{t \& 4}$	35	0,14	0,12	0,4870 (2,84)	-0,116 (-0,42)	-,07

(a) R^2 ajustado de la regresión de la variable sobre los instrumentos.

(b) Parámetro estimado por variables instrumentales. Estadístico t entre paréntesis.

(c) R^2 ajustado de la regresión de los residuos de la ecuación (1) estimada por MCO sobre los instrumentos.

Cuadro 5
Contraste básico de la hipótesis de ingreso permanente
Estimación por variables instrumentales de la ecuación (2) (con estacionalidad determinística)
Datos trimestrales: 1975.I-1994.IV

Instrumentos	Número efectivo de observaciones	Resultados de regresiones MCO		$\hat{\eta}$ (b)	Contraste de las restricciones (c)
		(a)	η_{Y_t}		
$\eta_{Y_{t \& 2}}, \eta_{Y_{t \& 3}}$	76	0,90		0,3598 (1,51)	0,02
$\eta_{Y_{t \& 2}}, \eta_{Y_{t \& 3}}, \eta_{Y_{t \& 4}}$	75	0,91		0,4620 (1,95)	0,01
$\eta_{Y_{t \& 2}}, \eta_{Y_{t \& 3}},$ $\eta_{Y_{t \& 4}}, \eta_{Y_{t \& 5}}$	74	0,90		0,4739 (2,00)	0,00

(a) R^2 ajustado de la regresión de la variable sobre el conjunto de instrumentos.

(b) Parámetro estimado por variables instrumentales. Estadístico t entre paréntesis.

(c) R^2 ajustado de la regresión de los residuos de la ecuación (2) estimada por MCO sobre los instrumentos.

Cuadro 6
Contraste básico de la hipótesis de ingreso permanente
Estimación por variables instrumentales de la ecuación (1) (con estacionalidad determinística)
Datos trimestrales: 1955-1994

Instrumentos	Número efectivo de observaciones	Resultados de regresiones MCO		$\hat{\eta}$ (b)	$\hat{\eta}$ (b)	Contraste de las restricciones (c)
		(a)	r_t			
$\eta_{Y_{t \& 2}}, \eta_{Y_{t \& 3}}, \eta_{Y_{t \& 4}},$ $\eta_{C_{t \& 2}}, \eta_{C_{t \& 3}}, \eta_{C_{t \& 4}},$ $r_{t \& 2}, r_{t \& 3}, r_{t \& 4}$	75	0,92	0,81	0,3987 (1,67)	0,0162 (0,23)	0,03
$\eta_{Y_{t \& 2}}, \eta_{Y_{t \& 3}}, \eta_{Y_{t \& 4}},$ $r_{t \& 2}, r_{t \& 3}, r_{t \& 4}$	75	0,91	0,80	0,4831 (2,01)	-0,0184 (-0,25)	0,00

(a) R^2 ajustado de la regresión de la variable sobre los instrumentos.

(b) Parámetro estimado por variables instrumentales. Estadístico t entre paréntesis.

(c) R^2 ajustado de la regresión de los residuos de la ecuación (1) estimada por MCO sobre los instrumentos.

3. Planes de estabilización basados en ancla cambiaria y restricciones de liquidez

En muchas experiencias de estabilización con ancla cambiaria ha habido una caída del ahorro privado (un *boom* de consumo) y un incremento sustancial del ahorro externo (aumento del déficit en cuenta corriente). La experiencia uruguaya no escapa a esta regla.

Los dos episodios analizados tienen similitudes y diferencias entre sí. En ambos casos hubo un boom de consumo, aunque el crecimiento del consumo se inició por lo menos dos trimestres antes del comienzo de los planes. A partir de ese momento, el consumo crece en forma acelerada hasta alcanzar un máximo de crecimiento del orden de 4,5% aproximadamente dos años después. En el caso de los años 70 se da una fase de desaceleración, aunque ello no se distingue en los años 90. Mientras el plan iniciado en 1991 aún subsiste, en el otro caso es abandonado a fines de 1982. Una diferencia importante radica en que mientras en el primer episodio cuando el consumo crece no se da una caída simultánea del ahorro privado. Por otro lado, en el plan de estabilización de 1991, cuando el consumo crece, el ahorro privado se reduce.

Como explicación del boom de consumo asociado a este tipo de planes de estabilización suelen ofrecerse distintos argumentos:

- a) la falta de credibilidad del programa de estabilización hace que los agentes privados anticipen su consumo futuro porque el precio relativo del consumo presente es más bajo que el del consumo futuro en el período después del fracaso del programa (Calvo, 1986).
- b) la reducción de la inflación al principio del programa genera un efecto riqueza debido a que el valor de los títulos de la deuda pública, que se supone forman parte de la riqueza privada, aumenta (Bruno, 1992).
- c) existen restricciones de liquidez y con la estabilización estas se reducen debido a que el crédito bancario al sector privado aumenta debido a: i) un aumento de la demanda de dinero producto de la estabilización; ii) una caída en la deuda pública real que tienen los bancos, como resultado de las políticas fiscales contractivas, lo que les permite disponer de mayor capacidad prestable, y iii) el aumento en las disponibilidades externas de los bancos por entrada de capitales (Copelman, 1994).

En el caso uruguayo, la hipótesis de Bruno queda descartada porque la deuda pública se reduce en términos reales durante ambas estabilizaciones. Por otro lado, la hipótesis de Calvo supone el cumplimiento de las hipótesis de IP-CV.⁸

⁸ Además, Bergara y Licandro (1994) evalúan la falta de credibilidad de la banda cambiaria de 1991-94 en varios horizontes entre uno y seis meses, mediante una adaptación del test de Svensson (1990), consistente en ver si las expectativas de devaluación calculadas en base a los diferenciales entre tasas de interés locales en moneda nacional y en moneda extranjera implican tipos de cambio dentro o fuera de la banda de flotación. Encuentran que salvo un

Habiendo comprobado en el apartado anterior la no aceptación de la hipótesis de IP-CV, y por ende la existencia de restricciones de liquidez, en este apartado se pone a prueba que los efectos de estas restricciones son importantes durante los dos planes de estabilización. Ello implica poner a prueba que la hipótesis de que proporción de los consumidores restringidos se reduce durante la aplicación de esas políticas. Para ello sólo se consideran las series trimestrales. Ello se hace mediante la ecuación:⁹

donde las variables D_{1t} y D_{2t} son variables cualitativas referidas respectivamente a cada plan de

estabilización teniendo valor unitario durante el respectivo período de vigencia de cada plan y nulo fuera de él. Si durante las estabilizaciones se reduce la proporción de consumidores restringidos, entonces es de esperar que los valores estimados para β_1 y β_2 sean negativos.

Los resultados que se presentan en el cuadro 7 indican que durante las estabilizaciones las restricciones de liquidez continúan siendo importantes, o sea que las variaciones en el consumo siguen siendo sensibles al comportamiento del ingreso corriente. Sin embargo, si bien los signos de las estimaciones obtenidas para β_1 y β_2 son los esperados, ambos parámetros no resultan significativos.

No obstante, la falta de significación de los cambios en las restricciones de liquidez en los anteriores resultados puede deberse a que el ablandamiento de las restricciones es paulatino a medida que se expande el crédito, y no ocurre por saltos, de una sola vez desde el momento en que se inicia el plan de estabilización. Si así fuera, la hipótesis correcta a contrastar establece que el parámetro β en realidad es una función de la expansión del crédito. Suponiendo que también el parámetro asociado a la tasa de interés real varía con la expansión del crédito y que en ambos casos las relaciones son es lineal, la ecuación (3) se transforma en:

breve período durante mediados de 1993 debido a expectativas de cambios en la presidencia del Banco Central. No obstante, cabe señalar que el *test* de Svensson es robusto para rechazar la falta de credibilidad, pero no para aceptar la existencia de credibilidad.

⁹ La versión extendida de esta ecuación, que incluye a los efectos de la tasa de interés real esperada, no afecta las conclusiones. Ya se señaló en el apartado anterior que la inclusión de la tasa de interés real presenta dificultades por ser una variable integrada de orden uno.

donde ΔCRE_t es la variación de la relación entre el crédito bancario y el ingreso. A medida que se expande el crédito es de esperar que las restricciones de liquidez disminuyan, lo que implica que el signo esperado del coeficiente asociado a $\Delta Y_t \Delta CRE_t$ sea negativo.

Cuadro 7
Contraste de la hipótesis de ingreso permanente durante las experiencias de estabilización
Estimación por variables instrumentales de la ecuación (3) (con estacionalidad determinística)
Datos trimestrales: 1975.I-1994.IV

Parámetros estimados	Conjunto de instrumentos (a)		
	$\Delta Y_{t \& 2}, \Delta Y_{t \& 3}$	$\Delta Y_{t \& 2}, \Delta Y_{t \& 3}, \Delta Y_{t \& 4}$	$\Delta Y_{t \& 2}, \Delta Y_{t \& 3}, \Delta Y_{t \& 4}, \Delta Y_{t \& 5}$
$\hat{\mu}$	0,0035 (0,55)	0,0041 (0,66)	0,0033 (0,65)
$\hat{\alpha}_0$	0,5889 (1,97)	0,7240 (2,51)	0,7075 (2,48)
$\hat{\alpha}_1$	-0,1846 (-0,95)	-0,2052 (-0,95)	-0,1953 (-1,05)
$\hat{\alpha}_2$	-0,0542 (-0,27)	-0,0834 (-0,43)	-0,0729 (-0,37)
R² ajustado	0,86	0,89	0,90
Número efectivo de observaciones	76	75	74

(a) Parámetro estimado por variables instrumentales. Estadístico t entre paréntesis.

Los resultados que se muestran en el cuadro 8 indican que, efectivamente, la expansión del crédito contribuye a la reducción de las restricciones de liquidez. Un segundo resultado es que aún tomando en cuenta los efectos de la expansión del crédito bancario sobre las restricciones de liquidez, en ningún momento esta llega a eliminar totalmente los efectos de las variaciones de ingreso corriente sobre las variaciones del consumo. La expansión del crédito en relación al ingreso es un factor importante pero no es el único que explica la existencia de restricciones de liquidez.

Cuadro 8
Consumo privado y crédito al sector privado
Estimación por variables instrumentales de la ecuación (4) (con
estacionalidad determinística)
Datos trimestrales: 1975.I-1994.IV

Parámetros estimados	Conjunto de instrumentos (a)
	$\gamma_{Y_{t \& 2}}, \gamma_{Y_{t \& 3}}, \gamma_{Y_{t \& 4}}$ $\gamma_{C_{t \& 2}}, \gamma_{C_{t \& 3}}, \gamma_{C_{t \& 4}},$ $r_{t \& 2}, r_{t \& 3}, r_{t \& 4}$
$\hat{\mu}$	-0,0151 (-0,99)
$\hat{\gamma}_0$	0,5440 (2,36)
$\hat{\gamma}_c$	-14,8345 (-2,11)
$\hat{\gamma}_0$	0,0821 (1,23)
$\hat{\gamma}_c$	-6,5748 (-2,32)
R² ajustado	0,91
Número efectivo de observaciones	74

(a) Parámetro estimado por variables instrumentales. Estadístico t entre paréntesis.

Gráfico 3

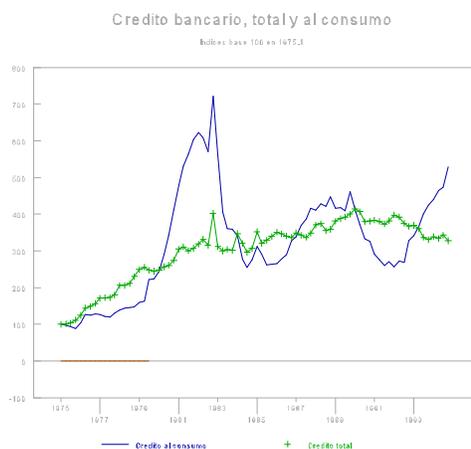


Gráfico 4



Los resultados del cuadro 8 se obtienen considerando el crédito bancario al consumo, siendo este un ajuste levemente superior al obtenido con el crédito bancario al total del sector privado. Desde el punto de vista del análisis de los episodios de estabilización, cabe hacer notar que utilizar uno u otro crédito modifica su evaluación, en la medida que los dos episodios son distintos en cuanto a evolución del crédito al total sector privado en términos reales, aunque son similares en cuanto a expansión del crédito al consumo. Como se muestra en el gráfico 3, la expansión del crédito bancario al sector privado residente fue importante en el episodio de 1978-82, mientras que en el episodio de los años 90 hubo incluso contracción real del total del crédito al sector privado.¹⁰

¹⁰ La existencia de carteras de difícil cobro, derivadas de la crisis financiera de 1982, que persistían a fines de los 80 puede estar distorsionando en parte esta medición del crédito.

Gráfico 5

Grado de restricciones de liquidez

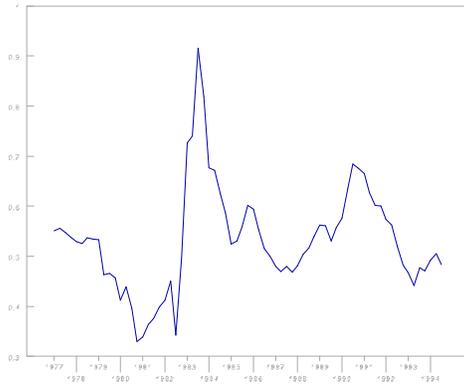


Gráfico 6

Pasivos netos con no resid (-reservas)
A precios constantes de 1993

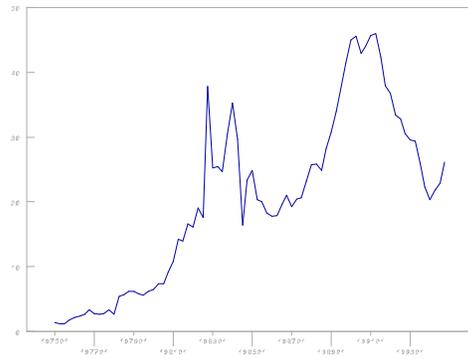
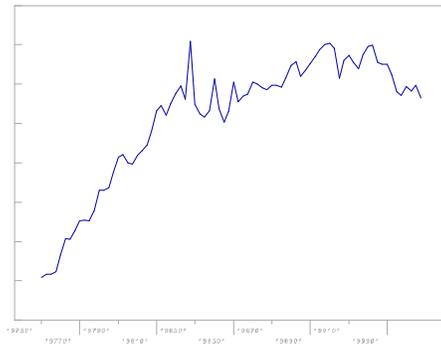


Gráfico 7

Depósitos del sector privado residente
A precios constantes de 1993



Existen también diferencias en las fuentes de expansión del crédito. En el episodio de 1978, las fuentes de expansión provienen tanto de la entrada de capitales (véase el gráfico 6 sobre pasivos netos del sistema bancario con no residentes excepto reservas internacionales) como de la recuperación de los niveles de intermediación (véase el gráfico 4 con el crecimiento de los depósitos de residentes en el sistema bancario) fundamentalmente debido al aumento de depósitos en moneda extranjera en el sistema bancario local. Cabe notar, sin embargo, que mientras el proceso de recomposición del grado de intermediación financiera, medido por los depósitos es un proceso iniciado en 1975, la entrada de capitales de no residentes al sistema local es algo concomitante con la experiencia de estabilización. En cambio, en 1978-82 los mejores resultados fiscales no parecen haber sido fuente de mayor disponibilidad de crédito para los bancos (véase el gráfico 5 con los pasivos netos con el sector público no financiero y el BCU).

En el gráfico 7 se presenta la evolución del grado de restricciones de liquidez, medido como el coeficiente variable del ingreso en la ecuación 4, que está en función de la relación entre crédito e ingreso. Allí se puede apreciar que en ambos episodios existió un ablandamiento de las restricciones de liquidez. El coeficiente se redujo en el entorno de 0,2 a 0,25 en ambos casos.

A los efectos de evaluar la importancia de las diferentes variables explicativa en ambas experiencias de estabilización, en los gráficos 8 a 11 se muestra su contribución al crecimiento del consumo (diferencia de logaritmos) en los dos episodios de estabilización considerados, mientras en el cuadro 9 se presentan los valores promedio para distintas fases dentro de cada episodio.¹¹

¹¹ No se tomó en cuenta los factores de estacionalidad, y adicionalmente se tomaron medias móviles centradas, de modo de eliminar también el efecto estacional que tienen las variables explicativas

Gráfico 8. Plan de estabilización 1978-1982

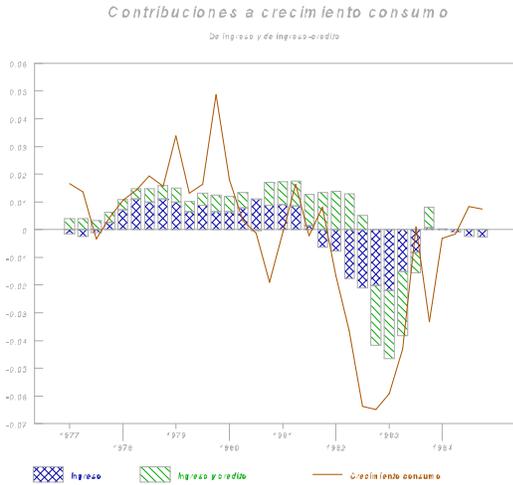


Gráfico 9. Plan de estabilización 1978-1982

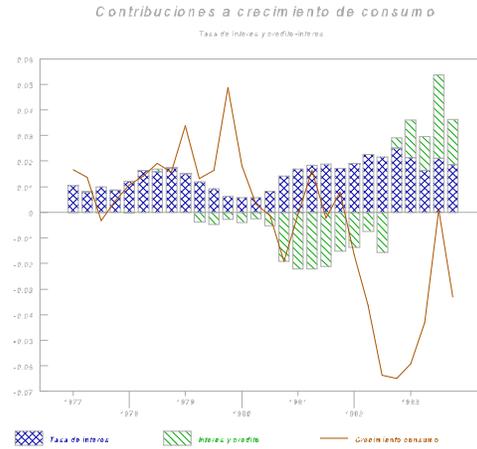


Gráfico 10. Plan de estabilización de 1991

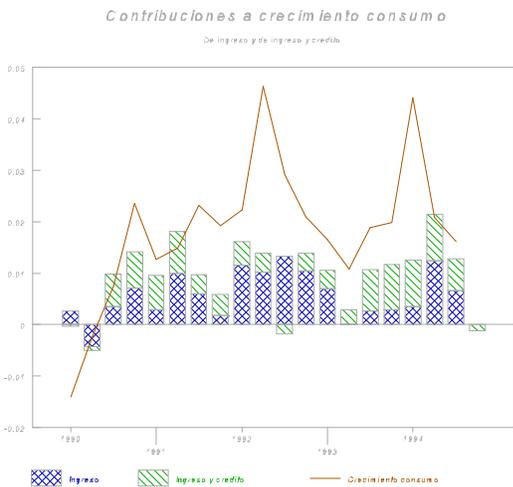
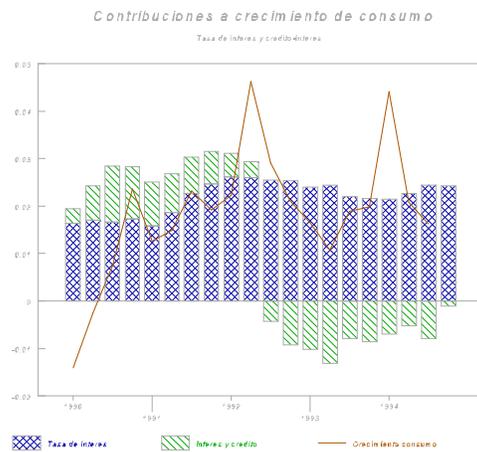


Gráfico 11. Plan de estabilización de 1991



En ambos planes las contribuciones de los efectos del crecimiento del ingreso (directos o en interacción con el crédito) tienen un perfil temporal similar al del crecimiento del consumo, particularmente en el comienzo de ambos episodios. El conjunto de los efectos del crecimiento del ingreso y de su interacción con el crédito contribuyen con aproximadamente 1,3% en la fase de aceleración. El efecto directo del ingreso es más importante, pero el efecto positivo de la interacción con el crédito es mayor luego de un par de años de iniciado el plan. Esto estaría indicando que cuando se inicia la desaceleración del consumo, el ablandamiento de las restricciones de crédito contribuye a sostener el consumo más allá de lo que las variaciones del ingreso permitían. Hay que tener en cuenta que el ingreso desacelera más o menos sincronizadamente con el consumo.

El papel jugado por los efectos de las tasas de interés variables es diferente en cada plan. En ambos planes esa contribución, incluyendo los efectos de interacción con el crédito, es importante para explicar la fase de aceleración. Sin embargo, esta contribución es más importante en el segundo plan, donde en la fase de aceleración contribuye con más de 2,5% y en promedio en todo el período observado con más de 2,3%.

Cuadro 9						
Contribuciones de variables explicativas a la variación del logaritmo del consumo privado (en porcentaje)						
		Consumo	Contribuciones			
			Ingreso	Ingreso y crédito	Tasa de interés	Tasa de interés y crédito
Primer plan						
Crecimiento previo al plan	1978.1-1978.3	1,21	0,77	0,40	1,32	0,02
Fase de aceleración	1978.4-1980.2	2,13	0,81	0,50	1,02	-0,25
Fase de desaceleración	1980.3-1982.4	-1,81	-0,34	0,60	1,82	-1,38
Total período del plan	1978.4-1982.4	-0,19	0,13	0,56	1,49	-0,91
Segundo plan						
Crecimiento previo al plan	1990.3-1991.1	1,45	0,45	0,67	1,66	1,07
Fase de aceleración	1991.2-1992.2	2,40	0,88	0,37	2,41	0,09
Fase de desaceleración	1992.2-1994.4	2,17	0,47	0,73	2,28	-0,83
Total período del plan	1991.2-1994.4	2,30	0,70	0,52	2,35	-0,30

4. Restricciones de liquidez y liberalización financiera

Una hipótesis fundamental de las prescripciones originales que estaban detrás de la literatura sobre liberalización financiera de McKinnon y Shaw es que el comportamiento del ahorro privado cambiaría a partir de la liberalización, experimentando un alza ante las mayores tasas reales de interés que la desregulación traería consigo. Esta hipótesis ha sido cuestionada por diversos trabajos empíricos posteriores e incluso el modelo teórico de optimización intertemporal del consumo futuro antes expuesto no prescribe necesariamente una variación negativa del consumo ante las mayores tasas de interés reales.

No obstante, ese modelo teórico trata sólo acerca de soluciones interiores de las trayectorias del consumo, es decir sin restricciones de crédito. Dado que los contrastes anteriores señalan la existencia de restricciones de liquidez, y que al menos en el período posterior a 1975 esas restricciones están en función de la expansión del crédito bancario al sector privado, es natural suponer que la liberalización financiera trajo consigo un ablandamiento de las restricciones de liquidez, y que ello puede ser una explicación de la aparente insensibilidad del ahorro privado antes y después de la liberalización financiera. La liberalización y profundización financiera iniciada a fines de 1974 al permitir recurrir a flujos externos de capital debería haber "ablandado" las restricciones crediticias y habilitar una trayectoria más suave del consumo respecto a los años 60. Es decir, las variaciones del consumo deberían ser menos sensibles a las variaciones del ingreso corriente después de la liberalización financiera.

Desde el punto de vista econométrico, un cambio en la intensidad con que operan las restricciones de liquidez implica que en la regresión del contraste de la hipótesis IP-CV el parámetro correspondiente a la variación del ingreso del período corriente debe ser inestable, y su inestabilidad debe encontrarse directamente relacionada con alguna medida del grado de profundización financiera. De esa manera, el problema se puede plantear en un contexto similar al utilizado para analizar las experiencias de estabilización, o sea en términos de estabilidad del parámetro β a partir de 1976, año en que comienza el proceso de apertura y liberalización financiera en Uruguay.

Dado que a partir de 1982 se produce una profunda crisis financiera se ha optado por distinguir dos subperíodos a partir de 1976: a) 1976-1981 (liberalización propiamente dicha) y b) 1982-1994 (crisis y período posterior). En el período posterior a la crisis sería dable esperar un aumento de la sensibilidad de las variaciones del consumo privado a las variaciones del ingreso corriente en relación a 1975-1981, pero no tanto como el existente previo a 1975.

El análisis empírico se realiza sobre las series anuales.

Se reformula la ecuación (1) del contraste de la hipótesis de ingreso permanente, a efectos de analizar si el parámetro β resulta significativo en los períodos 1976-1981 y 1982 en adelante.¹²

La ecuación del contraste pasa a ser en este caso:

¹² Los resultados obtenidos no se ven afectados por la inclusión en la ecuación del contraste de términos que den cuenta de la variación del parámetro correspondiente a la tasa de interés real

donde la variable D_{4t} es una variable cualitativa que es nula hasta 1975 y tiene valor unitario entre

1976 y 1981 y vuelve a tener valor nulo desde 1982, en tanto la variable D_{5t} es nula hasta 1981 y tiene valor

unitario a partir de 1982.

Las estimaciones ofrecen un resultado "paradójico", ya que indican que durante la fase de estancamiento y represión financiera la hipótesis de ingreso permanente ofrece una explicación razonable para el consumo privado, en la medida que el parámetro β_0 no es significativo. A partir de la liberalización se detecta una

primera fase en la que las restricciones de liquidez no resultan significativas, pero recién a partir de 1982 el consumo privado aparece fuertemente condicionado por el crecimiento del ingreso corriente.

Una hipótesis que cabría explorar en futuras investigaciones es la de la existencia de ahorro preventivo. En el período previo a la liberalización la variación del ingreso y del consumo fue escasa, dado el prolongado estancamiento económico. Por otro lado, ambos experimentan fuertes oscilaciones luego de 1975. De modo que quizás la existencia de mayor incertidumbre sobre los ingresos futuros, aproximada a través de las variaciones observadas del ingreso, puede explicar una relación más estrecha entre variaciones del consumo y variaciones del ingresos a posteriori de la liberalización financiera.

Cuadro 10
Consumo privado, liberalización y crisis financiera
Estimación por variables instrumentales de la ecuación (5)
Datos anuales: 1955-1994

Parámetros estimados	Conjunto de instrumentos (a)		
	$?Y_{t \&2}, r_{t \&2}$	$?Y_{t \&2}, ?Y_{t \&3},$ $r_{t \&2}, r_{t \&3}$	$?Y_{t \&2}, ?Y_{t \&3}, ?Y_{t \&4}$ $r_{t \&2}, r_{t \&3}, r_{t \&4}$
$\hat{\mu}$	0,0053 (0,49)	0,0052 (0,49)	0,0041 (0,41)
$\hat{?}_0$	-0,095 (-0,38)	-0,1184 (-0,51)	0,0017 (0,01)
$\hat{?}_4$	0,5938 (1,18)	0,7683 (1,51)	0,5490 (1,20)
$\hat{?}_5$	0,6978 (3,21)	0,7341 (3,13)	0,9128 (4,40)
$\hat{?}$	-0,0568 (-0,85)	-0,0529 (-0,80)	-0,0341 (-0,56)
R² ajustado	0,80	0,79	0,83
Número efectivo de observaciones	36	35	34

(a) Parámetro estimado por variables instrumentales. Estadístico t entre paréntesis.

5. Consumo privado y equivalencia ricardiana

Como se anotó en el apartado I.1, el ahorro privado y el ahorro público en Uruguay tienen una evolución casi simétrica (véase el gráfico 2). Esta evolución da pie a suponer que se cumple la denominada proposición de equivalencia ricardiana.

Esta hipótesis clásica establece una relación de sustitución perfecta entre el ahorro público y el ahorro privado. La idea, formulada por Barro (1974), señala que si se cambian las formas de financiamiento de determinado nivel de gasto público entre impuestos y emisión de deuda pública, por ejemplo, reduciendo los impuestos y aumentando la deuda, o, lo que es lo mismo, aumentando el déficit fiscal, no ocurren cambios en

el consumo privado. Por ende en ese caso, el ahorro privado aumenta tanto cuanto bajan los impuestos (variación que es igual al mayor ingreso disponible).

La fundamentación del resultado se halla en que los consumidores internalizan la restricción presupuestal intertemporal del sector público. Si bien a partir del momento de ese cambio tienen más ingreso disponible porque se reducen los impuestos, por otro lado, no consumen más porque su riqueza no cambió, dado que en algún momento del futuro el gobierno les impondrá mayores impuestos para amortizar la deuda que hoy se emitió. De ese modo, los stocks de deuda pública no deben considerarse como formando parte de la riqueza neta del sector privado.

A los efectos de analizar la pertinencia de estas hipótesis en el caso uruguayo se adaptó el enfoque propuesto por Seater y Mariano (1985). En una ecuación de determinantes del consumo privado, controlando por sus determinantes más habituales como la tasa de interés o el consumo del sector público, si se da la equivalencia ricardiana, los coeficientes de la recaudación tributaria y de la deuda pública (o, alternativamente, de la variación de la deuda pública) deben ser ambos a la vez no significativos.

Desde el punto de vista econométrico, la metodología adoptada para el contraste de esta hipótesis fue la estimación de un modelo del consumo privado mediante el procedimiento de vectores cointegrados propuesto por Johansen (1988). La estimación incluye un vector de constantes y, en el caso de las estimaciones trimestrales, tres variables de estacionalidad determinística. Las seis variables incluidas ($n=6$) son:¹³ el consumo privado (C_t), el ingreso (PBI en el caso trimestral e ingreso disponible bruto del sector privado) en ambos casos neto del impuesto inflacionario (Y_t), la tasa de interés pasiva real *ex-ante* (r_t), consumo público (G_t), ingresos públicos (T_t), variación de la deuda pública neta (ΔDP_t). En todos los casos se trata de

variables a precios constantes de 1983. Sobre la base de esta estimación se han realizado los dos contrastes de interés:

- a) el contraste de exclusión de las variables T_t y ΔDP_t de los vectores de cointegración, que equivale al contraste de la equivalencia ricardiana.

¹³ En este caso, a diferencia de las especificaciones de los apartados anteriores se utilizan mayúsculas para denotar que las variables son las originales sin tomar logaritmos, cosa que no puede hacerse porque las variaciones de la deuda pública neta son negativas en muchos períodos.

b) contraste de "igualdad con signo cambiado" entre el coeficiente del consumo privado y del ingreso disponible. En el vector de cointegración normalizado en el consumo privado esta restricción es (1 -1). La validez de esta restricción resulta fundamental para pasar de la interpretación en términos del consumo privado a la interpretación equivalente en términos de ahorro privado.

Los contrastes se realizaron en base a la metodología propuesta por Johansen y Juselius (1990). En el cuadro 11 se presentan los seis vectores estimados para las variables correspondientes a las series trimestrales. El mayor autovalor y el estadístico de traza coinciden en identificar una única relación de cointegración. En la columna numerada con 6 del cuadro 11 se presenta el vector de cointegración normalizado en el consumo privado. Puede apreciarse que tanto el estadístico de traza como el del mayor autovalor permiten rechazar al 1% la hipótesis nula de que el rango de la matriz de largo plazo es completo, o sea seis. El segundo autovalor no llega a ser significativo, mientras que el estadístico de traza rechaza al 5% la hipótesis nula de que el rango de la matriz de cointegración es cuatro. Como es habitual en este tipo de análisis, se opta por un resultado conservador, en el que existe sólo una relación de cointegración entre las seis variables consideradas.

El contraste sobre la equivalencia ricardiana, esto es, la exclusión de los ingresos del sector público y de la variación de la deuda neta del sector público del vector de cointegración rechaza esa hipótesis: el estadístico Chi-cuadrado(2) asociado a esta restricción es igual a 10,58 y resulta significativo al 1%.

Cuadro 11
Vectores de cointegración y rango de la matriz de largo plazo
Modelo con datos trimestrales: 1975.I-1994.IV

Variables	Vectores de cointegración normalizados					
	n - r					
	6	5	4	3	2	1
C_t	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Y_t	-1,068	-0,932	-1,346	4,067	-5,145	-1,273
r_t	0,467	-0,148	-0,128	-0,306	-0,624	0,087
G_t	-3,164	10,300	2,741	-2,700	27,762	4,043
T_t	0,952	-2,346	0,309	-9,724	-1,132	0,714
$?DP_t$	-0,226	-1,496	0,159	1,073	0,386	0,530
Autovalor estimado	0,536	0,296	0,257	0,231	0,070	0,051
Estadístico de máximo autovalor	56,88**	25,94	21,95	19,44	5,40	3,91
Estadístico de traza	133,51**	76,63*	50,69	28,74	9,30	3,91

(*) indica que se rechaza la hipótesis nula de que el rango de la matriz de largo plazo es igual a n-r.

(**) indica que se rechaza la hipótesis nula de que rango de la matriz de largo plazo igual a n-r.

Nota: La dinámica transitoria del modelo VAR ha sido especificada con cinco retardos en las variables endógenas.

La restricción de "igualdad con signo cambiado" entre los coeficientes del consumo y el ingreso tiene un estadístico Chi-cuadrado(1) de apenas 0,13, lo que indica que la restricción es adecuada desde el punto de vista estadístico.

III. DETERMINANTES DEL AHORRO PUBLICO

En esta sección se analizan los determinantes del ahorro público, o más precisamente del resultado del sector público consolidado o superávit fiscal, esto es, el ahorro menos gastos de inversión. El análisis consiste en la desagregación de los componentes discrecionales y no discrecionales (o exógenos) del resultado de las finanzas públicas agregadas. Esta desagregación se realiza para el período 1976-1994, a partir de datos de ejecución presupuestal del sector público consolidado, a diferencia de las secciones anteriores donde se utilizó información proveniente del sistema de cuentas nacionales. Como sector público se considera a la administración central, a las empresas públicas, al sistema de seguridad social y al Banco Central (BCU). Los agentes institucionales pertenecientes al sector público que quedan excluidos de este agregado, por

imposibilidad de obtener registros estadísticos uniformes en todo ese período, son los gobiernos departamentales (o municipios) y el Banco Hipotecario del Uruguay (BHU, banco estatal especializado en crédito promocional para vivienda).

Cuadro 12
Composición del resultado fiscal por agentes
En porcentaje del PBI

	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Gobierno Central																			
Ingresos	14,0	14,8	14,1	14,6	16,2	17,4	15,2	16,0	13,5	14,7	15,9	15,9	16,1	14,7	16,8	17,5	18,3	18,3	18,8
Egresos	16,6	16,0	15,4	14,4	16,1	17,5	23,9	20,0	18,8	17,6	17,1	17,2	18,0	17,9	16,8	17,1	18,0	19,3	20,9
Resultado	-2,6	-1,2	-1,3	0,2	0,1	-0,1	-8,7	-4,0	-5,3	-2,9	-1,2	-1,3	-1,9	-3,2	-0,1	0,4	0,3	-1,1	-2,1
Intereses	1,2	1,0	0,9	0,6	0,4	0,3	0,6	1,2	1,8	2,0	1,8	1,5	1,6	1,8	1,8	1,6	1,4	1,4	1,3
Primario	-1,4	-0,2	-0,4	0,8	0,4	0,2	-8,1	-2,8	-3,5	-0,9	0,6	0,2	-0,3	-1,4	1,7	2,0	1,7	0,3	-0,8
Empresas públicas																			
Ingresos	12,8	12,1	11,2	10,6	13,1	12,9	13,3	14,6	17,4	15,4	13,6	12,3	12,7	11,9	13,8	13,2	12,6	12,0	12,1
Egresos	12,7	11,8	10,8	10,4	12,1	12,7	13,4	13,9	16,1	16,1	13,0	12,4	12,5	12,1	13,2	12,5	11,7	11,7	12,4
Resultado	0,0	0,3	0,4	0,2	1,0	0,2	-0,1	0,7	1,2	-0,7	0,7	-0,2	0,1	-0,2	0,6	0,7	1,0	0,3	-0,3
Intereses	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,2	0,1	0,7	1,8	1,7	1,3	0,9	0,9	0,9	1,0	0,5	0,5	0,4	0,4
Primario	0,1	0,3	0,4	0,2	1,1	0,4	0,0	1,4	3,0	1,0	2,0	0,8	1,0	0,8	1,6	1,2	1,5	0,6	0,0
Banco Central																			
Ingresos	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	0,4	0,3	1,3	0,8	0,9	0,7	0,7	0,7	0,5	0,4	0,3	0,4	0,4
Egresos	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	1,2	3,6	5,0	3,7	4,6	3,3	3,4	3,7	3,8	2,5	1,7	1,2	1,0
Resultado	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	-0,8	-3,3	-3,7	-3,0	-3,7	-2,6	-2,7	-3,0	-3,3	-2,1	-1,4	-0,8	-0,6
Intereses	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	0,3	2,8	3,6	2,8	3,5	2,5	2,6	2,8	3,2	1,9	1,3	0,6	0,4
Primario	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	s.d.	-0,5	-0,5	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,3
Consolidado del sector público																			
Ingresos	26,8	26,9	25,3	25,2	29,3	30,2	29,0	30,9	32,2	30,9	30,4	28,8	29,5	27,3	31,1	31,1	31,2	30,6	31,3
Egresos	29,3	27,7	26,2	24,8	28,2	30,1	38,6	37,6	40,0	37,5	34,7	32,9	34,0	33,7	33,9	32,1	31,4	32,2	34,3
Resultado	-2,6	-0,9	-0,9	0,4	1,1	0,1	-9,6	-6,7	-7,8	-6,6	-4,2	-4,1	-4,5	-6,4	-2,9	-1,0	-0,2	-1,6	-3,0
Intereses	1,2	1,0	0,9	0,7	0,5	0,5	1,0	4,7	7,1	6,5	6,6	4,9	5,0	5,6	5,9	4,0	3,1	2,3	2,0
Primario	-1,4	0,1	0,0	1,1	1,6	0,6	-8,1	-1,4	-0,5	0,1	2,6	1,0	0,7	-0,6	3,3	3,2	3,1	1,0	-0,8

Fuente: Contaduría General de la Nación, Banco Central y Oficina de Planeamiento y Presupuesto.

El resultado de las cuentas públicas de la economía uruguaya ha mostrado en las últimas dos décadas un comportamiento errático. Si bien en la mayor parte de los años ha sido negativo (déficit), existieron años con resultado positivo y los niveles de déficit varían en forma significativa. En el cuadro 12 se presenta la composición sectorial del resultado fiscal según los agentes considerados.¹⁴

A continuación, en el primer apartado se plantean las definiciones y criterios utilizados en la determinación del déficit no discrecional y sus componentes. El déficit de tipo discrecional se obtiene por residuo a partir del total y del no discrecional. En el apartado posterior se identifican algunos de los componentes del resultado fiscal discrecional y se extraen las principales conclusiones.

¹⁴ La administración de la seguridad social pública está considerada sólo por el déficit que genera, que es igual a la asistencia financiera del gobierno central, registrado dentro de sus egresos.

1. El resultado no discrecional

La cuantificación del resultado discrecional arroja luz sobre el carácter expansivo o contractivo (exógeno) de la política fiscal bajo control de las autoridades, diferenciando éste del resultado proveniente de choques externos. Por ende, permite relacionar de modo más directo y transparente el resultado con los ciclos político-electorales, o poner a prueba hipótesis sobre la reacción de los formuladores de las políticas fiscales frente a diferentes tipos de perturbaciones macroeconómicas.

Por choques externos a la política fiscal se entiende cualquier elemento proveniente tanto de la economía internacional como del sector privado, o incluso de otras áreas de la política macroeconómica que no sean la fiscal (inclusive la cambiaria o la monetaria). El componente no discrecional se lo definió como el resultado de agregar el efecto del ciclo actividad sobre los ingresos del gobierno central y de la seguridad social, el efecto Olivera-Tanzi sobre la recaudación de impuestos, el flujo de intereses pagados, el efecto de la evolución del tipo de cambio sobre el resultado de las empresas públicas y el efecto de la indexación del gasto en prestaciones de los seguros públicos de invalidez, vejez y sobrevivencia a partir de 1989.

El ajuste del resultado fiscal por el **ciclo económico** requiere especificar una función de recaudación en relación al nivel de actividad, así como una estimación del PBI potencial o tendencial. La estimación de las elasticidades de los ingresos tributarios y los del sistema de seguridad social al nivel de actividad se realizó por mínimos cuadrados ordinarios y los resultados se presentan en el cuadro 13.¹⁵

A los efectos de la estimación del PBI tendencial se trabajó con diferentes alternativas: la descomposición entre tendencia y cíclico de Beveridge y Nelson (1981), la descomposición sugerida por Prescott (1986) y el método de alisado exponencial simple de Holt-Winters. La magnitud de las diferencias entre PBI observado y tendencial resulta altamente sensible a la elección de la metodología de estimación del PBI tendencial. En el caso de la descomposición de Beveridge y Nelson prácticamente no se distinguen diferencias de relevancia entre el PBI observado y el tendencial. Se optó por utilizar las estimaciones con el método de Holt-Winters, ya que este permite controlar el nivel de alisado de la serie, y de esa manera se pudo fijar un nivel intermedio para la misma.

A partir de las elasticidades y del PBI tendencial las partidas de ingresos del sector público afectadas por el nivel de actividad se ajustan de la siguiente forma:

15 A los efectos de la estimación se incluyeron variables de tipo binario para capturar las modificaciones de la estructura de tributaria que afectan al término constante de la regresión y no a la elasticidad. En el caso de los ingresos tributarios la variable vale uno en los años 1979, 1984 y 1989. En el caso de los ingresos de la seguridad social se incluyó una variable que toma el valor uno entre 1990-1994, y otra para para los años 1980 y 1984.

donde T^a y PBI^t representan respectivamente los ingresos ajustados y el PBI tendencial, mientras que e representa la elasticidad al nivel de actividad de los ingresos.

El segundo componente del déficit no discrecional está asociado a la pérdida de recaudación real por el **efecto Olivera-Tanzi**. Dada la alta inflación durante la mayor parte del período de análisis, este efecto afectó considerablemente el resultado fiscal. Para evaluarlo se estimó el plazo promedio de pago de los impuestos más significativos, y a partir allí se aplicó la tasa de inflación correspondiente.

El **pago de intereses** se consideró en su totalidad como un egreso de tipo no discrecional, ya que es resultado de deudas contraídas para el financiamiento de déficits incurridos en el pasado. Por ende, la política fiscal corriente no tiene capacidad de control sobre los intereses del período.

Cuadro 13		
Elasticidades de la recaudación de impuestos e ingresos de la seguridad social al nivel de actividad		
	Ingresos tributarios*	Ingresos de la seguridad social*
Constante	-12,8	-1,87
PBI*	1,25	1,43
t de Student	16,0	6,02
Número de observaciones	19	19
DW	1,6	2,2
R ²	0,97	0,95

* En las estimaciones se usó el logaritmo de las variables

El cuarto componente del resultado no discrecional es el **impacto directo de la evolución del tipo de cambio**. El tipo de cambio afecta al resultado fiscal fundamentalmente a través del pago de intereses de la deuda pública en moneda extranjera, pero dado que todos los intereses se consideraron no discrecionales, esta parte del impacto no es tenida en cuenta. Otro impacto directo del tipo de cambio se da por su incidencia en el valor de las importaciones del sector público. No obstante, las importaciones del sector público provienen básicamente de las empresas públicas. Por ende, el efecto del tipo de cambio se midió por su incidencia en el resultado de las empresas públicas, dado que éstas tienen una estructura de insumos con un importante

componente de bienes importados.¹⁶ El efecto se computó como el producto del desvío entre el tipo de cambio real efectivo y el tipo de cambio real de largo plazo por las partidas de bienes importados. El tipo de cambio real de largo plazo se estimó mediante la misma metodología de alisado exponencial que en el caso del PBI tendencial.¹⁷

El quinto componente no discrecional está referido al gasto en jubilaciones y pensiones. En noviembre de 1989, como resultado de una iniciativa del cuerpo electoral, se aprobó por plebiscito una enmienda constitucional que establece que las jubilaciones y pensiones se deben ajustar de acuerdo con la evolución pasada de los salarios nominales medios, cada vez que se ajustan los salarios de la administración central. En la práctica esto implica la **indexación de las prestaciones de la seguridad social** a la evolución de los salarios medios en el cuatrimestre anterior. De ese modo la política fiscal perdió discrecionalidad sobre un gasto que representaba más de 12 % del PBI en ese momento. Este componente no discrecional se estimó como el producto de la variación real en un índice de reajuste de las prestaciones individuales por el monto del gasto total.

En el cuadro 14 se presenta la agregación de los diferentes componentes del resultado no discrecional. Por residuo, la parte discrecional del mismo déficit se obtiene en el cuadro 15 (donde también se ensaya una descomposición parcial del déficit discrecional). En el gráfico 12 se presentan los resultados de esta descomposición.

16 Para la determinación de la estructura de insumos de las empresas públicas se utilizó la matriz de insumo producto de 1983.

17 El tipo de cambio real se midió en base al promedio de los tipos de cambio reales con los nueve principales socios comerciales, tomando en cuenta índices de precios mayoristas. Al igual que el caso de la estimación del PBI tendencial, la metodología de Beveridge y Nelson no presentaba efectos relevantes, aún en períodos de pronunciada apreciación o depreciación real de la moneda.

Cuadro 14
Componentes no discrecionales del resultado fiscal
En porcentaje del PBI

Año	Efecto del ciclo	Efecto Olivera-Tanzi	Efecto revaluación de jubilaciones y pensiones	Efecto del tipo cambio	Pago de intereses	Déficit no discrecional
1976	-0,13	-0,31	0,00	0,08	-1,19	-1,55
1977	-0,16	-0,41	0,00	0,04	-1,03	-1,56
1978	0,05	-0,40	0,00	0,63	-0,87	-0,58
1979	0,56	-0,53	0,00	0,69	-0,69	0,02
1980	1,52	-0,42	0,00	0,67	-0,49	1,27
1981	1,89	-0,35	0,00	0,09	-0,54	1,09
1982	-0,14	-0,23	0,00	-1,19	-1,05	-2,61
1983	-1,19	-0,45	0,00	-0,65	-4,72	-7,00
1984	-0,82	-0,55	0,00	-0,42	-7,13	-8,91
1985	-0,85	-0,69	0,00	-0,24	-6,51	-8,29
1986	-0,20	-0,61	0,00	-0,06	-6,59	-7,46
1987	0,29	-0,45	0,00	-0,27	-4,87	-5,30
1988	0,00	-0,38	0,00	-0,15	-5,02	-5,55
1989	0,15	-0,43	0,00	-0,34	-5,61	-6,23
1990	-0,28	-0,58	-1,34	0,22	-5,93	-7,91
1991	-0,22	-0,46	-2,43	0,30	-4,02	-6,83
1992	0,33	-0,37	-1,45	0,27	-3,12	-4,33
1993	1,41	-0,34	-0,87	0,20	-2,30	-1,91
1994	1,41	-0,25	-0,81	0,54	-1,99	-1,10

Gráfico 12



De allí se desprende que en el período estudiado y sobre todo a partir de 1982 existió un predominio de la parte no discrecional en la evolución del resultado fiscal. El factor principal que explica esto es el incremento en el pago de intereses tras la crisis de la deuda. En los últimos años se observa una marcada disminución del resultado discrecional debido a la disminución del stock de deuda pública externa, tras la entrada en el plan Brady. Este factor se ve acentuado en los dos últimos años por la existencia de un importante efecto cíclico, que compensa en parte el efecto del pago de intereses y la aparición de un nuevo componente discrecional como el que resulta de la indexación del gasto en seguridad social a partir de 1990. El incremento en el déficit no discrecional de comienzos de la década del 90 se explica en primer lugar por la indexación de las jubilaciones y pensiones. En la medida que la variación de la tasa de inflación se estabiliza a medida que se avanza en los años 90, este componente del déficit no discrecional tiende a desaparecer.

El ajuste por el efecto del ciclo económico en los ingresos del sector público muestra en los dos planes de estabilización del período (1978-82 y 1991 en adelante) una trayectoria semejante.

2. El resultado discrecional de la política fiscal y algunos de sus componentes

En este apartado se identifican algunos componentes del resultado fiscal discrecional. Para esto se consideran como variables sujetas a control de las autoridades fiscales a: la variación en términos reales del índice medio de salarios públicos reales, la variación real en el índice de prestaciones de la seguridad social en el período anterior a la reforma constitucional de 1989, la variación de las tarifas públicas en términos reales y el total la inversión pública.

Año	Sueldos y salarios	Tarifas públicas	Revaluación de jubilaciones y pensiones	Inversión pública	Residuo	Resultado discrecional	Resultado no discrecional	Resultado total
1976	0,44		-0,06	-5,99	4,59	-1,02	-1,55	-2,57
1977	1,16		0,69	-6,70	5,53	0,67	-1,56	-0,89
1978	0,28		-0,15	-7,74	7,27	-0,33	-0,58	-0,91
1979	0,58		0,42	-6,88	6,25	0,38	0,02	0,40
1980	-0,52		-0,32	-5,40	6,03	-0,21	1,27	1,06
1981	-0,64		-0,99	-4,91	5,56	-0,98	1,09	0,11
1982	-0,04		-0,09	-7,47	0,58	-7,02	-2,61	-9,62
1983	1,76		1,76	-4,86	1,69	0,34	-7,00	-6,67
1984	1,02		0,44	-4,16	3,82	1,12	-8,91	-7,80
1985	0,13	-0,59	0,36	-3,01	4,78	1,67	-8,29	-6,63
1986	0,27	-0,24	-1,80	-3,32	8,33	3,24	-7,46	-4,22
1987	-0,04	-0,24	-1,23	-3,82	6,53	1,21	-5,30	-4,09
1988	-0,39	-0,28	-0,94	-3,78	6,43	1,05	-5,55	-4,50
1989	0,03	-0,36	-0,33	-3,94	4,46	-0,14	-6,23	-6,37
1990	0,63	-0,14	0,00	-2,63	7,19	5,05	-7,91	-2,86
1991	0,41	0,18	0,00	-3,89	9,09	5,80	-6,83	-1,04
1992	0,29	0,18	0,00	-3,27	6,96	4,16	-4,33	-0,17
1993	-0,75	0,39	0,00	-3,90	4,59	0,33	-1,91	-1,58
1994	0,15	0,63	0,00	-3,65	0,94	-1,92	-1,10	-3,02

La cuantificación del manejo discrecional de los salarios públicos se realizó a partir de ajustar la masa salarial correspondiente a las remuneraciones del sector público consolidado por el impacto de la evolución del salario real del sector público. Para el ajuste de las pasividades se procedió de la misma manera que al analizar los componentes no discrecionales para el período posterior a 1989. En lo que tiene que ver con las tarifas se

consideró, dado que las empresas públicas operan en régimen de monopolio, que el resultado de las mismas es de tipo discrecional.¹⁸

Obviamente son pocas las observaciones para asegurar una inferencia confiable sobre regularidades explicables en función de ciclos político-electorales. Sin embargo, hay dos resultados sugestivos en esa dirección. El primero es que los dos registros más reducidos del resultado discrecional (o si se prefiere, el déficit discrecional más alto) se alcanzan en los dos únicos años electorales que se incluyen en las observaciones: 1989 y 1994.¹⁹ Por otro lado, es en el segundo año posterior a la asunción del gobierno cuando se aprecia el mayor esfuerzo de la política fiscal (1986 y 1991), lo cual es coherente con la institucionalidad en materia de manejo de las finanzas públicas, puesto que la administración que accede a la conducción del gobierno central recién elabora su propio presupuesto en el curso del primer año y comienza a ejecutarlo a partir de su segundo año de ejercicio.

La descomposición de la parte discrecional del déficit, que también se muestra en el cuadro 15, permite extraer algunas conclusiones sobre el margen de maniobra de las autoridades fiscales y de los instrumentos utilizados en diferentes períodos.

Si bien el resultado fiscal excepcionalmente negativo de 1982 estuvo debido en gran medida a choques externos, se aprecia que al menos 2,5% del PBI del aumento del déficit de ese año se deben al incremento excepcional de la inversión pública. De ese modo, el ajuste de los años posteriores es explicado básicamente por la reducción en 2,6% del PBI en la inversión pública, así como de la caída de la masa de salarios y de gastos de seguridad social.

El ajuste en la parte discrecional en los años 80 se concentra en la categoría residual y en menor medida en las tarifas públicas y en los salarios públicos. Ese componente residual es el que se altera dramáticamente en los últimos años, pese a que salarios y tarifas públicas dan lugar a un resultado más alto.

IV. CONCLUSIONES

La evidencia empírica recogida sobre los determinantes del ahorro privado en Uruguay no apoya la validez de las hipótesis del ciclo de vida, sino que, por el contrario, indica la existencia de una dependencia contemporánea

¹⁸ Esta hipótesis puede sobreestimar el componente discrecional, en la medida que el resultado de las empresas públicas puede verse afectado por el nivel de actividad. Una medición más afinada debería considerar como discrecional el margen sobre costos unitarios de las empresas públicas.

¹⁹ El período previo a 1985, desde 1973 se caracterizó por un gobierno *de facto*.

del consumo privado respecto al ingreso. Esto puede interpretarse como resultado de la existencia de una proporción importante de consumidores con restricciones de liquidez. En esa interpretación, la proporción de consumidores restringidos fluctúa según las diversas estimaciones entre 38 y 49% de los consumidores. Adicionalmente, hemos hallado que esa proporción no es fija, sino que varía con la expansión real del crédito bancario, en particular, el crédito bancario al consumo.

Las restricciones de liquidez están presentes aún después del período de liberalización financiera que se inicia a mediados de los años 70, particularmente después de la crisis financiera de 1982. Además, la evidencia empírica recogida no avala la existencia de la hipótesis de equivalencia ricardiana.

En los episodios de planes de estabilización basados en el tipo de cambio las restricciones de liquidez se ablandaron, lo que estimuló el aumento del consumo. No obstante, ese efecto no es importante para dar cuenta de la expansión del consumo de ambas experiencias. Por esta razón, las limitaciones a la expansión del crédito como instrumento de política económica para contener el crecimiento del consumo no es una recomendación que se desprenda de nuestro análisis. Para contrarrestar el efecto al alza que genera la expansión contemporánea del ingreso corriente serían necesarias no sólo limitaciones, sino fuertes contracciones en el crédito.

Las restricciones de liquidez parecen tener algún papel en el crecimiento del consumo durante los planes de estabilización, fundamentalmente dado que el ingreso crece y hay una dependencia contemporánea entre crecimiento del consumo y crecimiento del ingreso. No obstante, los efectos de las tasas de interés sobre el crecimiento del consumo, que provienen de los efectos de sustitución intertemporal provocados por modificaciones en las tasas de interés esperadas, si bien son estadísticamente menos significativos, contribuyen en forma aproximadamente similar al crecimiento del ingreso en la explicación del consumo.

El hecho de que el crecimiento del consumo comience antes del inicio del plan merecería mayores investigaciones. Esto podría estar indicando que hay factores paralelos no vinculados al plan o incluso eventualmente causantes de la decisión de implementación del plan que actúan desatando el *boom* de consumo.

Uno de los *puzzles* no resueltos del caso uruguayo es que si bien en ambos planes de estabilización hubo un crecimiento del consumo, no ocurrió lo mismo con la reducción del ahorro privado, que fue característica del episodio de los 90 pero no de la estabilización de 1978-82. Esto podría estar vinculado al diferente comportamiento del ahorro público, ya que en el primer episodio no hubo cambios relevantes, excepto en el final del período, mientras que en los años 90 hubo un aumento importante del ahorro público. No obstante, el efecto positivo de la mayor deuda pública sobre el consumo privado, hallado en el contraste de la equivalencia ricardiana, no avalaría esta hipótesis.

La evolución del resultado del sector público (ahorro menos inversión) se muestra altamente dependiente de los elementos no discrecionales de la política fiscal, sobre todo en el período posterior a la crisis de la deuda externa. No obstante, hay algunos indicios de que los componentes discrecionales se relacionan con el ciclo político-electoral: los déficit discrecionales se expanden en los años electorales y muestran una importante contracción en el primer año en que las nuevas autoridades controlan el presupuesto (correspondiente al segundo año de ejercicio del período de gobierno).

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Attanasio, O. (1994) *The Intertemporal Allocation of Consumption: Theory and Evidence*. NBER Working Paper 4811, Julio.
- Barro, R. (1974) Are Government Bonds Net Wealth?, *Journal of Political Economy*, 81(6):1095-1117.
- Bergara, Mario y Licandro, José A. (1994) Credibilidad y política cambiaria: experiencias recientes en Argentina y Uruguay. *Revista de Economía*, 1(1): 59-86, Segunda época. Banco Central del Uruguay. Montevideo. Mayo.
- Beveridge, S. y Nelson, C. R. (1981) A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle, *Journal of Monetary Economics*, 7(2):151-174.
- Campbell, John y N. Gregory Mankiw (1989) Consumption, income and interest rates: reinterpreting the time series evidence, en O.J. Blanchard y S. Fischer, *NBER Macroeconomics Annual 1989*, Cambridge, MIT Press.
- Calvo, G.A. (1986) Temporary stabilization: predetermined exchange rates, *Journal of Political Economy* 94:383-398.
- Copelman, M. (1994) *The role of credit in post-stabilization consumption booms*, Mimeo. MIT, Department of Economics.
- Chow, Gregory y An-loh Lin (1971) Best linear unbiased interpolation, distribution and extrapolation of time series by related time series, *Review of Economics and Statistics* 53(4): 372-375.
- Deaton, Angus (1992) *Understanding Consumption*, Oxford University Press.
- Echenique, F. (1995) *La teoría del consumo. Un análisis empírico para datos de Uruguay*, Tesis de graduación, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República. Montevideo.
- Flavin, Marjorie (1981) The adjustment of consumption to changing expectations about future income, *Journal of Political Economy* 89: 974-1009.
- Hall, Robert (1978) Stochastic implication of life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of Political Economy* 86: 971-87.
- Hall, Robert (1988) Intertemporal substitution in consumption. *Journal of Political Economy* 96: 339-57.
- Hansen, L. (1982) Large Sample Properties of the Generalised Method of Moments Estimators, *Econometrica* 50.
- Hansen, L. y K.J. Singleton (1983) Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Stocks Markets Returns, *Journal of Political Economy*, 91.
- Johansen S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12.
- Johansen S. y Juselius, K. (1990) Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with application to the demand of money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-220.
- Prescott, E. C. (1986) Theory ahead business cycle measurement, *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 25:11-44.
- Seater, J.J. y Mariano R. (1985) New test of the life cycle and tax discounting hypotheses, *Journal of Monetary Economics*, 195-215, marzo.
- Svensson, Lars (1990) The simplest test of target zones credibility. *NBER Working Paper Series 3394*.
- Talvi, Ernesto (1994) *Uruguay: los planes de estabilización de octubre de 1978 y de diciembre de 1990*. Documento presentado a las Jornadas Internacionales de Economía, sobre "Programas de estabilización: la experiencia reciente en América Latina, Banco Central del Uruguay, Montevideo, agosto.

APENDICE 1. PROBLEMAS DE MEDICION DE LAS SERIES DE AHORRO

Aquí trataremos de detallar los problemas que presentan las mediciones del ahorro y de sus componentes interno, privado, y externo en las estadísticas oficiales de Uruguay.

. **Valuación de la inversión en construcción.** Un primer problema se relaciona con los precios que se utilizan para valorar la inversión en construcciones privadas, particularmente las residenciales. El flujo nominal de inversiones se obtiene a partir de un indicador de volumen físico y de un índice de costos de producción de la industria. Con lo cual, si los márgenes de esa industria tienen un comportamiento procíclico, el consumo se vería sobrevaluado en la fase de alza del ciclo y el ahorro privado y el interno subvaluados. En los cuadros 1 y 2 se realizan las correcciones en base a un índice de precios de viviendas. En la medida que este índice contiene tanto viviendas nuevas como usadas, y sólo se refiere a determinada zonas de la capital, debe tomarse sólo como una primera aproximación.

. **Intereses pagados a no residentes.** Una parte de los intereses pagados por el sector público sobre títulos de deuda en moneda extranjera son considerados como pagados a no residentes, cuando en realidad incluyen una parte de intereses pagados a residentes. Esto sucede porque al menos desde fines de los años 60 el gobierno emite títulos de deuda en dólares (Bonos y Letras del Tesoro) y no tiene registros estadísticos que le permitan discriminar la tenencia por parte de residentes, excepto en el caso de los títulos en poder del sistema financiero local. Por ello, computa todos esos títulos como deuda externa y, por consiguiente, a su correspondiente flujo de intereses pagados como transacciones con no residentes.

Una hipótesis alternativa, arbitraria pero seguramente más próxima a la realidad, es suponer que la relación entre la variación de las Letras y Bonos del Tesoro en dólares en poder de no residentes y el total de la variación en Letras y Bonos en poder del público (residentes y no residentes excepto sistema financiero) es la misma que la relación que se da entre la variación de los depósitos de no residentes en moneda extranjera en el sistema financiero local y el total de depósitos en moneda extranjera.²⁰

. **Inflación internacional en dólares.** Una parte de los flujos de intereses pagados en dólares, tanto por el gobierno como por agentes privados, corresponde al efecto de la inflación sobre las tasas de interés nominales. Si se corrige este efecto, de modo que los flujos de intereses midan sólo pagos correspondientes

²⁰ Hay que tener en cuenta que el sistema financiero uruguayo tiene una parte muy importante de operaciones *off shore* desde mediados de los años 70, captando depósitos de no residentes. Si bien no hay datos oficiales sobre el país de origen de los depósitos, en general se acepta que provienen de Argentina. Lo mismo se sostiene respecto a la nacionalidad de los no residentes tenedores de valores públicos en moneda extranjera.

a tasas de interés reales, entonces la distribución entre ahorro interno y externo, y también entre ahorro privado y público, se altera.

- . **Impuesto inflacionario** Si el impuesto inflacionario se considera parte de los ingresos del sector público, de la misma manera que el resto de los impuestos, entonces el ahorro público debe aumentar en la misma cuantía que se reduce el ahorro privado.
- . **Pérdidas del Banco Central.** La contabilidad nacional no incluye a las pérdidas del Banco Central en los flujos de gastos e ingresos del gobierno general, lo cual lleva a sobrevalorar el ahorro público cuando se enfrentan dichas pérdidas. Si se considera que esas pérdidas constituyen un subsidio del sector público al sector privado, la corrección de las cifras llevaría a aumentar el ahorro privado en la misma cuantía que se reduce el ahorro público. Durante principios de los años 80, a raíz de las operaciones de salvataje del sistema financiero que el BCU emprendió, la institución enfrentó pérdidas netas, más allá de sus costos operativos habituales. Las pérdidas se generaron por el hecho de que el BCU adquirió carteras de difícil recuperación de varios bancos privados que cayeron en insolvencia financiando la compra con endeudamiento en moneda extranjera que tenía un costo que no era compensado con la recuperación de la cartera. De ahí que la evolución del déficit del BCU se explique, a partir de 1982-83, momento en que ocurre el salvataje, fundamentalmente por las variaciones en la tasa de interés internacional. Estas pérdidas desaparecen hacia 1991 al entrar en el Plan Brady.
- . **Pérdidas de bancos en quiebra adquiridos por el sector público.** La crisis financiera de 1982-84 tubo una segunda modalidad de absorción de pérdidas por parte del sector público: la adquisición de bancos en insolvencia. Entre 1985 y 1987 se adquirieron cuatro bancos privados, tres de ellos los principales bancos privados de la plaza en su momento. Uno de ellos fue reprivatizado en 1990 y otro en 1994. Del mismo modo que las pérdidas del Banco Central, la asistencia financiera del sector público se incluyó en la estimación del ahorro público, por lo que este se haya sobrevaluado en ese período. Si se consideran esas pérdidas como un subsidio al sector privado, el ahorro público disminuye en la misma cantidad en que aumenta el ahorro privado.
- . **Ajuste por inflación de los intereses de la deuda pública emitida en moneda nacional.** Los flujos de intereses de la deuda pública en moneda nacional son el producto de la tasa de interés nominal por el stock de deuda al principio del período e incorporan, por tanto, una parte que corresponde a la inflación esperada. Desde el punto de vista económico, esos flujos representan amortizaciones de la deuda en términos reales y no intereses. Si la parte que corresponde al ajuste por inflación se corrige, el ahorro público disminuye en

la misma proporción que sube el ahorro privado. En el cuadro 2 la corrección es realizada sólo para la parte correspondiente a las Letras de Tesorería en moneda nacional.²¹

Por otro lado, existe una serie de problemas para los cuales ha sido imposible obtener una idea de los sesgos que introducen. Entre los principales cabe señalar:

- . **Variación de inventarios.** En la variación de inventarios sólo se toman en cuenta la correspondiente al sector agropecuario y a una parte de las empresas públicas, excluyendo, por lo tanto, a la variación de inventarios de las empresas privadas industriales y comerciales. Si la variación de inventarios privados, como suele suceder en la mayoría de los casos, tiene un comportamiento anticíclico, esto es, por ejemplo, aumenta al inicio de una recesión y se reduce al comienzo de una expansión, entonces el consumo privado (ahorro privado) está subvaluado (sobreevaluado) al comienzo de una recesión y lo contrario en el caso del comienzo de una expansión.
- . **Comercio informal en la frontera (contrabando).** La gran magnitud de los errores y omisiones de la balanza de pagos se debe, en parte, a la reconocida existencia de un importante comercio de contrabando en la frontera con Argentina y Brasil. Errores y omisiones fluctúa entre -5 y 5% del PBI. Ese comercio es parte de las exportaciones e importaciones efectivas, y por ende, su no contabilización determina un sesgo en el ahorro externo y en el interno, sin un signo *a priori* en función del ciclo económico. No se dispone de estimaciones confiables, aunque muchos analistas trabajan con la hipótesis de que la mitad del saldo de errores y omisiones de la balanza de pagos corresponde a este tipo de comercio. No obstante, sí puede suponerse que cuando al menos alguno de los dos países vecinos atraviesa una fase expansiva o una fuerte apreciación real de su moneda, circunstancias que en los últimos veinte años han coincidido aproximadamente con similares fases de la economía uruguaya, ese contrabando arroja un flujo más favorable desde el punto de vista de Uruguay, lo que implica que en ese momento hay una sobrevaluación del ahorro externo y una subvaluación de la misma magnitud del ahorro interno.
- . Otras fuentes de errores radican en la inexistencia de registros sistemáticos de inversión directa, y por consiguiente, de remesas de utilidades por empresas extranjeras (salvo en años muy recientes). Asimismo, tampoco hay registro de remesas de emigrantes, siendo que existió un flujo de emigración neta importante en los años 70.

21 Existen otros componentes de la deuda pública en moneda nacional que también deberían tener este ajuste. Pero sólo se aplicó a los intereses devengados por las Letras de Tesorería y las Letras de Regulación Monetaria en moneda nacional porque ese es el único ítem que ha rendido tasas de interés de mercado y cuyo flujo aparece en el ahorro público. Incorporar otros ajustes implicarían ajustar todas los activos y pasivos por las variaciones en sus precios.