

# UNA MEDICION DE LA CREDIBILIDAD DE LOS PROGRAMAS DE ESTABILIZACION EN URUGUAY: 1978-82 Y 1990-95

ANDRES MASOLLER<sup>1</sup>

## ABSTRACT

The purpose of this paper is to empirically assess the credibility of two desinflation attempts in Uruguay: the Tablita program (October 1978 to November 1982) and the new stabilization program launched in December 1990. These periods are characterized by intensive exchange rate targeting and policy announcements aimed at breaking inflationary expectations. They are thus especially suitable for testing credibility effects.

The paper's main contribution is to develop some techniques to draw inferences about the credibility of stabilization programs. We derive unobservable exchange rates and inflation expectations from three indirect set of indicators. In the financial market, we study the behavior of the interest rate differential. We find evidence of a time-varying currency risk premium, so we make an adjustment to the spread in order to recover a measure of devaluation expectations. The second technique exploits the informational role of the residuals that comes from the estimation of a standard money demand equation. Controlling the other factors, systematic overprediction of actual real balances during desinflation is interpreted as caused by large exchange rate and/or inflation expectations. Finally, we develop a three step procedure to test the credibility effects in the goods market. In the first step, using a Kalman filter procedure we estimate the degree of inertia in the economy allowing the coefficient of an autoregressive process for the inflation rate to change over time. In the second step, based on principal component analysis, we build an index of credibility from a set of observed macroeconomic indicators. In the last

---

<sup>1</sup> Banco Central del Uruguay - Area de Investigaciones Económicas. Los conceptos involucrados en este trabajo son responsabilidad exclusiva del autor, no comprometiéndolo por tanto la opinión institucional del Banco Central del Uruguay.

step, we relate the changes of inflationary persistence to our credibility index using a regression model.

We found that, during the Tablita period, desinflation policy was hampered by a persistent lack of policy credibility, especially toward the end of the program. In the December 1990 program, on the other hand, the credibility of monetary authorities improved over times, but only gradually as the economic agents realized that policy was consistently tight, and the "fundamentals" were under control.

## RESUMEN

El objetivo de este documento es analizar la credibilidad de dos programas de estabilización en Uruguay: el plan conocido como la Tablita (octubre de 1978 a noviembre de 1982) y el nuevo programa de estabilización implementado durante la administración Lacalle (diciembre de 1990 a marzo de 1995). Estos períodos se caracterizaron por el manejo intensivo del tipo de cambio y por anuncios de políticas destinados a influir en las expectativas inflacionarias de los agentes económicos. Son por lo tanto especialmente adecuados para testear efectos de credibilidad.

La principal contribución del documento es el desarrollo de técnicas que permiten extraer inferencias acerca de la credibilidad de los programas de estabilización. Medimos las expectativas inflacionarias y cambiarias de los agentes económicos a partir de un conjunto indirecto de indicadores. En primer lugar, nos concentramos en el mercado financiero, y analizamos el comportamiento del diferencial de tasas de interés. Encontramos evidencias de una prima de riesgo moneda que varía con el tiempo, de modo que hacemos un ajuste al diferencial de tasas como forma de recuperar una medida de expectativas de devaluación. La segunda técnica explota el rol informativo de los residuos que provienen de la estimación de una función de demanda de dinero de tipo convencional. Al controlar por otros factores, la sobreestimación sistemática de los saldos reales durante la desinflación se interpreta como provocada por expectativas de devaluación y/o inflación mayores que los anuncios oficiales. Finalmente, desarrollamos un procedimiento en tres etapas para estudiar los efectos de credibilidad en el mercado de bienes. En el primer paso, usando un procedimiento de filtro de Kalman, estimamos el grado de inercia en la economía a través del coeficiente de un proceso autorregresivo para la tasa de inflación que varía en el tiempo. En el segundo paso, sobre la base de un análisis de componentes principales, construimos un índice de credibilidad a partir de un conjunto de indicadores macroeconómicos observables. En el último paso, relacionamos los cambios en la inercia

inflacionaria con nuestro índice de credibilidad a través de un modelo de regresión.

Encontramos que, durante el período de la Tablita, la política de desinflación se vio afectada por una falta persistente de credibilidad especialmente agravada hacia el final del programa. En el programa adoptado en diciembre de 1990, por otro lado, la credibilidad de las autoridades monetarias mejoró a lo largo del tiempo, pero sólo gradualmente y a medida que el público se fue dando cuenta que los "fundamentos" estaban bajo control.

## I. INTRODUCCION

El concepto de credibilidad es central en la comprensión del proceso de formación de expectativas respecto de algunas variables claves de la economía. El comportamiento de los agentes económicos es dictado no solamente por la situación actual, sino también por su percepción del futuro, que incorpora el comportamiento esperado del gobierno como un insumo fundamental.

Tener alta credibilidad es un atributo deseable para cualquier tipo de política pública. En el caso de la desinflación, esto adquiere una importancia especial y se vuelve una ventaja crucial. La credibilidad de una política de desinflación puede reducir o incluso eliminar el costo de la misma en términos de producto y empleo.<sup>2</sup> Cuando las expectativas de inflación difieren significativamente de los anuncios de política, la tasa de inflación tiende a bajar más lentamente, si es que lo hace, provocando generalmente una apreciación del tipo de cambio real, un déficit en la cuenta corriente y, en última instancia, una recesión.

El tema de la formación de las expectativas se encuentra por lo tanto en el centro del éxito o del fracaso de todo plan de desinflación. Puesto que incluso los programas más drásticos llevan tiempo para ser implementados y para alcanzar las metas deseadas, no debemos esperar que un programa recién lanzado sea enteramente creído, particularmente cuando el entorno en el cual dicho programa ocurre está caracterizado por inflación crónica y por una historia reciente de programas fracasados.

En este documento, el término credibilidad es usado en un sentido amplio. Siguiendo a Cukierman y Meltzer (1986), usamos el término como una medida de hasta que punto las creencias de los agentes económicos respecto a una política están de acuerdo con los anuncios oficiales acerca de dicha política. La credibilidad está entonces inversamente relacionada a la distancia entre los planes del que elabora la política y la creen-

---

2 Las recientes evidencias empíricas (Kiguel y Liviatan (1992) y Vegh (1992)) sugieren que el *timing* de los costos recesivos vinculados con la estabilización en países con inflación crónica depende del ancla nominal que se use. En estabilizaciones basadas en el control de la oferta de dinero, la recesión ocurre al comienzo del programa, mientras que cuando la estabilización esta basada en el tipo de cambio, la recesión ocurre más tarde en el programa.

cia del público acerca de esos planes. Cuanto menor sea la distancia mayor será la credibilidad.

Para estudiar efectos de credibilidad, una importante distinción hecha en primer término por Christensen (1990) y Agénor y Taylor (1992) se encuentra entre el *efecto del anuncio* de una nueva política (la capacidad de un anuncio de política para influir sobre las expectativas) y el *efecto de implementación* (los efectos que ocurren cuando los agentes reconocen que el cambio en la política anunciada se ha realizado efectivamente). En el primer caso, el investigador estudia el impacto inmediato sobre las expectativas de los agentes que ocurre cuando se anuncia un cambio de política. En el último caso, el foco de atención es en la evolución de la credibilidad de la política a lo largo del tiempo. Esta distinción es importante puesto que la credibilidad del gobierno puede cambiar drásticamente durante el plan de estabilización.

En este documento presentamos una evaluación empírica del problema de credibilidad que enfrentaron las autoridades uruguayas en dos esfuerzos de estabilización. En octubre de 1978, Uruguay adoptó una política de ajuste gradual del tipo de cambio en un intento por reducir la tasa de inflación. El plan se conoció como la Tablita porque el valor del dólar que regiría en los próximos meses se publicaba en una tabla en los diarios locales. Se aducía que dicha política podría desempeñar un papel clave en las expectativas de inflación, y en particular, en romper la inercia de estas expectativas. La pregunta que tratamos de contestar en este trabajo es: ¿Fueron suficientes esos anuncios del Banco Central para modificar las expectativas del público respecto a las futuras tasas de inflación y devaluación? En diciembre de 1990, bajo la administración Lacalle, comenzó un nuevo intento de estabilización. ¿Fue este programa más creíble que la Tablita? ¿En qué condiciones puede esperarse que los anuncios de metas para el tipo de cambio promuevan la credibilidad?

La elección del programa de octubre de 1978 y del programa de diciembre de 1990 como laboratorios en los cuales estudiar los efectos de la credibilidad está justificada por las consideraciones siguientes: Primero, en ambos planes el tipo de cambio se usó como ancla nominal del sistema. Los planes son pues comparables en general. Esto ofrece una oportunidad única para contrastar los patrones de ajuste de las variables claves durante la desinflación y, en particular, para examinar empíricamente las diferentes

formas en que las expectativas de los agentes reaccionaron frente a la adopción de planes similares.

Segundo, ambos programas implicaron anuncios oficiales para algunas variables nominales en la economía. La existencia de estas metas nos permitirá evaluar la credibilidad comparando las políticas anunciadas y las expectativas del público de los resultados correspondientes. En el plan de estabilización de la Tablita, la autoridad monetaria se comprometió a defender una senda futura para el tipo de cambio nominal.<sup>3</sup> El banco central anunció el valor diario del dolar entre seis y nueve meses por adelantado. No se estableció ninguna meta pública para la tasa de inflación. No obstante, se creía que la inflación iba a ir lentamente convergiendo a los niveles internacionales a medida que la política cambiaria evolucionara hacia el objetivo final de tipo de cambio fijo.

En el programa de estabilización adoptado por la administración Lacalle, por otro lado, no hubo anuncios formales sobre tasas de devaluación mensual en los primeros 18 meses. Sin embargo, el programa contenía una meta inflacionaria explícita.<sup>4</sup> Cuando se lanzó el programa en diciembre de 1990, el objetivo declarado era reducir la inflación a un 30% anual para fines de 1991. Ese objetivo fue rápidamente abandonado y en marzo de 1991, el gobierno cambió hacia una estrategia de tipo gradualista, pese a que mantuvo el objetivo final de un 30% anual de inflación. El nuevo programa era el siguiente: 70% en 1991, 50% en 1992 y 30% en 1993.

Finalmente, es interesante comparar estos dos programas debido a las notables diferencias que existieron en sus resultados. El plan de octubre de 1978 fue abandonado con una gran devaluación precedida por fuertes

---

3 Los anuncios sobre el tipo de cambio se controlan y verifican con más facilidad que los anuncios de metas monetarias. Esto se debe a que los tipos de cambio son observables directamente, a diferencia de la oferta de dinero que se publica por lo general sólo una vez por mes y con cierta demora, de ahí que la meta del tipo de cambio ofrezca más información. Otra desventaja del ancla monetaria es que la inestabilidad de la demanda de dinero dificulta la interpretación de las metas de agregados monetarios.

4 Aunque las metas inflacionarias se pueden controlar fácilmente (en general, con un atraso de un mes), los agentes económicos deben evaluar en cada momento si las desviaciones respecto de la meta inflacionaria se deben a un intento del banco central por aumentar la producción y el empleo (es decir cuando la autoridad monetaria emite más dinero que el monto correspondiente a la meta inflacionaria) o a factores exógenos inesperados, como por ejemplo, un aumento en el precio del petróleo, desastres naturales, etc.

fugas de capitales. La caída de la Tablita provocó la mayor crisis real y financiera en la historia del país. El plan de diciembre de 1990, en cambio, mostró resultados mucho más auspiciosos luego de cuatro años de adoptado: un descenso considerable en la tasa de inflación y elevadas tasas de crecimiento del producto (aunque hacia el final del gobierno del Dr. Lacalle se constató un enlentecimiento considerable del ritmo de crecimiento económico). No puede hacerse una evaluación final de este programa puesto que el plan continuó bajo el nuevo gobierno que asumió en marzo de 1995. No obstante lo anterior, la comparación de los dos programas nos permitirá analizar las razones que provocaron resultados tan diferentes (por lo menos en el mediano plazo) y estudiar especialmente el papel de las expectativas en la política de estabilización.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: en la Sección 2 se comentan las principales características de los planes de estabilización que comenzaron en octubre de 1978 y en diciembre de 1990, y se analizan en mayor profundidad las grandes diferencias entre ellos.

En la Sección 3 se discuten las dificultades para medir las expectativas en el caso uruguayo, y se introducen los indicadores de credibilidad. En primer lugar, se hace una primera aproximación al problema de la credibilidad a partir del estudio de indicadores del mercado financiero. Como medida de expectativas de devaluación se emplea el diferencial de tasas de interés ajustado por una prima de riesgo moneda. En segundo lugar, se investiga la presencia de efectos de credibilidad en el mercado de dinero. En esta parte, tratamos de explotar el rol informativo del comportamiento de los residuos que surgen de la estimación de una demanda de dinero de tipo standard. Finalmente, se formaliza un modelo en el cual la inercia inflacionaria surge no solamente por la existencia de mecanismos de indexación, sino también, por la falta de credibilidad en los anuncios de política cambiaria. El modelo nos permite estudiar empíricamente si los problemas de credibilidad afectaron la senda de la tasa de inflación durante la estabilización.

En la Sección 4 se discuten las principales conclusiones del trabajo. Como una forma de adelanto, los resultados de la investigación permiten afirmar que, durante el período de la Tablita, la política de desinflación se vio obstaculizada por una falta de credibilidad especialmente agravada hacia el final del programa. El hecho de que el diferencial ajustado de tasas de interés haya divergido de la devaluación anunciada por el gobierno apoya esta interpretación, y también lo hace la dramática caída de los saldos rea-

les ocurrida en el último período de la Tablita que no es explicada por los cambios en la variable de escala y el aumento del grado de inercia inflacionaria en el último año del plan. En el programa implementado por la administración Lacalle, por otra parte, la evidencia encontrada apoya la idea de que la reputación antiinflacionaria de las autoridades monetarias fue mejorando gradualmente en la medida que el público fue dándose cuenta que los fundamentos estaban bajo control. Esta interpretación es apoyada por la evolución del diferencial de tasas de interés, el comportamiento de los saldos reales y la dinámica de la inflación. El análisis enfatiza la importancia de la consolidación fiscal como el principal factor de explicación de la mejora de la confianza del público en el plan de estabilización.

## **II. UNA BREVE COMPARACION ENTRE LA TABLITA Y EL PROGRAMA DE ESTABILIZACION DE LA ADMINISTRACION LACALLE**

Para comprender el entorno en el que se adoptaron las políticas y se determinaron las expectativas de los agentes económicos a continuación se realiza una breve comparación de los dos planes de estabilización haciendo especial hincapié en las diferencias entre ambos.

La Tabla 1 resume la evolución de las principales variables asociadas a estos planes. Hay algunas diferencias notables. Primero, las situaciones iniciales que dieron origen a los programas fueron definitivamente diferentes. La Tablita se anunció en un entorno caracterizado por inflación descendente y fuerte crecimiento económico (ver Figuras 1 y 2). La tasa de inflación anual (últimos 12 meses) en setiembre de 1978 era 41% y el crecimiento del PBI en 1978 fue 5.3%. La principal razón de implementar el programa fue la preocupación del gobierno de la época por la muy lenta convergencia de la inflación a los niveles internacionales.<sup>5</sup> El programa de estabilización de la administración Lacalle, en cambio, se lanzó luego de que la tasa de inflación llegó a un nivel de 130% anual, y cuando se percibían presiones que podían elevar aún más dicha tasa. En cuanto al sector real, el producto había permanecido estancado durante los tres años anteriores al programa (ver nuevamente Figura 2).

---

<sup>5</sup> Ver Blejer y Gil Díaz (1986) o Hanson y De Melo (1985).



**Tabla 1**  
**El Programa de Estabilización de 1978**  
**Principales Indicadores**

<b>Variables</b>	<b>1 Año Antes</b>	<b>1er. Año</b>	<b>2o. Año</b>	<b>3er. Año</b>	<b>4to. Año</b>	<b>1 Año Después</b>
<b>Variables Nominales</b>						
Tasa de Devaluación	41%	73%	56%	33%	15%	55%
Tasa de Inflación	31%	24%	15%	18%	18%	175%
Tasa de Interés	51%	41%	49%	46%	57%	65%
<b>Sector Real</b>						
Tasa de Crecimiento del PBI	5.3%	6.2%	6.0%	1.9%	-9.4%	-5.9%
<b>Precios Relativos</b>						
Tipo de Cambio Real	100.0	81.2	68.1	65.6	68.6	125.3
Salario Real	100.0	86.9	87.4	97.5	93.8	78.5
Tasa de Interés Real	-4.0%	-14.6%	14.4%	32.1%	-8.4%	12.1%
<b>Sector Externo</b>						
Cuenta Comercial	-23.7	-378.1	-609.7	-362.4	218.0	416.7
Cuenta Corriente	-127.0	-357.1	-709.1	-461.4	-234.6	-62.6
Cuenta Capital	103.1	395.2	739.4	646.8	940.7	458.3
Err. y Om. Netos	159.3	-23.3	94.5	-141.6	-1261.0	-302.9
<b>Sector Público</b>						
Déficit gob. central /PBI	-0.7%	0.9%	1.6%	-0.5%	-9.1%	-7.1%
Deuda Pública/PBI	26.8%	21.9%	22.0%	27.8%	52.6%	66.5%
<b>Banco Central</b>						
Reservas Internac.	607.8	686.1	805.8	840.8	202.5	375.5

**Notas:** Las tasas de devaluación y de inflación se calculan como variaciones anuales para años que comienzan en setiembre. La tasa de interés es la tasa de depósitos de 1 a 6 meses plazo en moneda nacional correspondiente a setiembre de cada año (tasa anualizada). La tasa de crecimiento del PBI es calculada de enero a diciembre de cada año. Los índices del tipo de cambio real y de salarios reales se calculan en setiembre de cada año. El tipo de cambio real se calcula vis-a-vis los EEUU. La tasa de interés real se define como la tasa de depósitos de 1 a 6 meses plazo en moneda nacional en setiembre de cada año menos la inflación realizada en los siguientes 6 meses (anualizada). Las variables del sector externo y las reservas internacionales del Banco Central están expresadas en millones de dólares corrientes. El déficit del sector público es el resultado consolidado del gobierno, de las empresas públicas y del Banco Central. La variable deuda corresponde a los pasivos en moneda extranjera con residentes y no residentes del sector públicos evaluados a fin de año.

**Fuente:** Base de datos del Banco Central del Uruguay

Tabla 1 (Cont.)

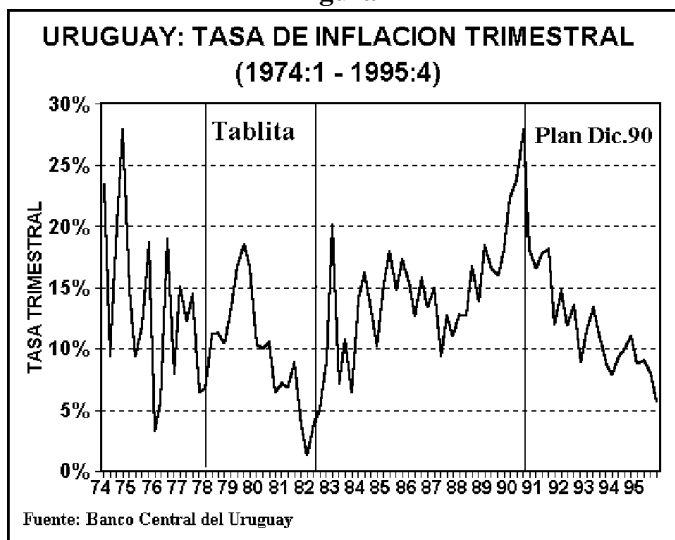
**El Programa de Estabilización de Diciembre de 1990**  
**Principales Indicadores**

<b>Variables</b>	<b>2 Años Antes</b>	<b>1 Año Antes</b>	<b>1er. Año</b>	<b>2o. Año</b>	<b>3er. Año</b>	<b>4to. Año</b>
<b>Variables Nominales</b>						
Tasa de Devaluación	77%	97%	58%	41%	27%	27%
Tasa de Inflación	89%	129%	82%	59%	53%	44%
Tasa de Interés	94%	99%	70%	40%	39%	40%
<b>Sector Real</b>						
Tasa de Crecimiento del PBI	1.3%	0.9%	3.2%	7.9%	2.5%	5.1%
<b>Precios Relativos</b>						
Tipo de Cambio Real	109.3	100.0	85.2	76.0	63.5	57.2
Salario Real	110.2	100.0	105.9	105.4	111.8	110.7
Tasa de Interés Real	-15.3%	5.9%	2.8%	-12.5%	-0.3%	-0.5%
<b>Sector Externo</b>						
Cuenta Comercial	462.8	425.9	61.0	-234.2	-473.0	-671.5
Cuenta Corriente	121.3	169.9	42.4	-115.7	-353.3	-396.3
Cuenta Capital	-15.3	-267.4	-768.0	118.1	402.1	705.1
Err. y Om. Netos	-11.4	178.4	488.6	117.7	134.0	-70.8
<b>Sector Público</b>						
Déficit gob. central /PBI	-7.4%	-4.1%	-1.4%	-0.5%	-1.1%	-2.2%
Deuda Pública/PBI	83.5%	84.7%	82.5%	75.8%	76.5%	79.0%
<b>Banco Central</b>						
Reservas Internac.	997.2	1097.9	825.3	946.8	1201.8	1432.1

**Notas:** En el caso del programa de diciembre de 1990, todos los valores se calculan de enero a diciembre. Para la definición de las variables, ver nota 1.

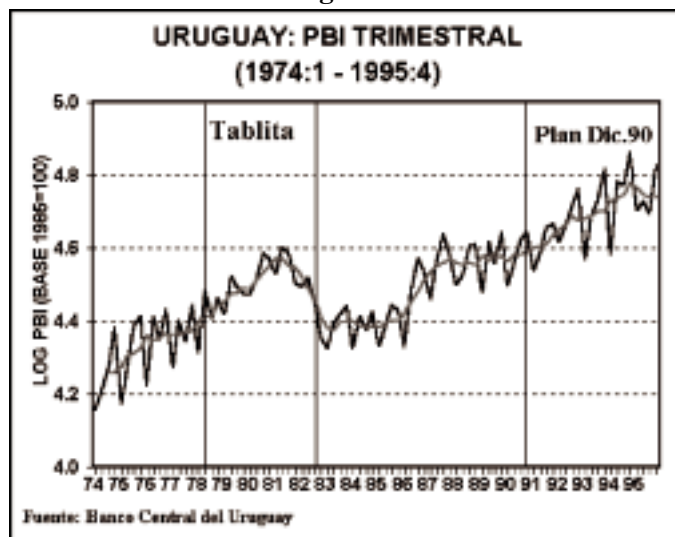
**Fuente:** Base de datos del Banco Central del Uruguay

**Figura 1**



**Fuente:** Base de datos del Banco Central del Uruguay.

**Figura 2**



**Fuente:** Base de datos del Banco Central del Uruguay.

En segundo lugar, los programas difieren en la forma en la que manejaron el tipo de cambio. El programa de la Tablita consistía en valores preanunciados para el dólar, que implicaban una tasa de devaluación en descenso que se situaba por debajo de la tasa de inflación de los meses anteriores. En el programa adoptado en diciembre de 1990, se implantó un sistema de banda de flotación para el tipo de cambio. El tipo de cambio también se usó como instrumento antiinflacionario. La desaceleración en la tasa de devaluación de los extremos de la banda de flotación del tipo de cambio se acompañó por una ampliación gradual de la misma hasta llegar a un ancho de 7%. De acuerdo con Talvi (1994), la razón oculta detrás de la decisión de las autoridades monetarias de establecer una banda era evitar la percepción de que el Banco Central estaba manteniendo el tipo de cambio artificialmente bajo. Esta decisión era un reflejo más del duradero impacto psicológico causado por el fracaso del programa de la Tablita.

En tercer término, en la Tablita la nueva política del tipo de cambio fue conocida por los agentes económicos desde el comienzo mismo del programa. En el nuevo plan, en cambio, el uso del tipo de cambio como una herramienta antiinflacionaria no se admitió públicamente hasta junio de 1992. No obstante, desde el comienzo del programa "había quedado bien entendido para los observadores económicos que la meta de las autoridades era reducir sustancialmente la tasa de inflación, y que la tasa de devaluación nominal dejaría de adaptarse a la inflación pasada Talvi (1994).

Una cuarta diferencia es la velocidad de la desaceleración de la tasa de devaluación. En el plan de octubre de 1978 en el primer año del programa, la tasa de devaluación se desaceleró muy levemente (del 32% anual en octubre de 1978 al 26% anual en octubre de 1979). Posteriormente, se continuó disminuyendo gradualmente hasta un 17% en el último año del programa. En el programa adoptado en diciembre de 1990, en cambio, el corte en el ritmo devaluatorio fue mucho más abrupto (la tasa de devaluación se redujo a la mitad en el primer año), y luego la devaluación evolucionó gradualmente hasta la meta del 30% alcanzada a mediados de 1993.

Otra diferencia entre estos programas está relacionada con las medidas fiscales que acompañaron los anuncios de tipo de cambio y/o inflación. En el primer plan, el déficit fiscal ya se había reducido a menos del 1% del PBI en 1977 y 1978 y no se adoptaron nuevas medidas fiscales cuando el programa se lanzó (a fines de 1979 se implementó una reforma importante en el sistema impositivo, pero el principal objetivo fue mejorar la asigna-

ción de recursos y no mejorar los ingresos del fisco). En el plan de diciembre de 1990, en cambio, se había adoptado un paquete fiscal austero unos pocos meses antes. La administración Lacalle asumió en marzo de 1990 y rápidamente envió al parlamento un duro paquete fiscal. Se estima que el ajuste equivalía a aproximadamente un 4% del PBI.<sup>6</sup> Dicho ajuste consistió principalmente en aumentos de impuestos. El paquete fue aprobado rápidamente con el apoyo del Partido Colorado que había ejercido el gobierno en el período anterior.

En cuanto a política de ingresos, en la Tablita, los salarios públicos estaban vinculados con la inflación pasada. Los beneficios de la seguridad social se indexaban al índice general de salarios y se ajustaban una vez por año. En cuanto a los salarios del sector privado, se regulaban por decreto y seguían de cerca a los aumentos en los salarios del sector público. En el programa del presidente Dr. Lacalle, se restringieron los ajustes de salarios cuatrimestrales del sector público para que evolucionaran de acuerdo con los objetivos nominales del programa. La tasa de inflación futura -en lugar de la inflación pasada- se usó para determinar los ajustes de salarios para los empleados del sector público. Las prestaciones de la seguridad social pasaron a ajustarse cuatrimestralmente de acuerdo al índice medio de salarios (IMS) por mandato constitucional. Aunque en el sector privado los ajustes con retroactividad basados en el índice precios al consumo (IPC) continuaron siendo la norma, a medida que evolucionó el programa, los contratos comenzaron a ser sustituidos por una variedad de acuerdos que se basaban en variables como el tipo de cambio y la productividad de la mano de obra.

Finalmente, una última diferencia a señalar se refiere al contexto internacional y regional en el que los programas se desarrollaron. La Tablita se lanzó en condiciones externas muy favorables debido fundamentalmente a la fuerte demanda de productos uruguayos por parte de Argentina durante 1979 y 1980, y por la abundante disponibilidad de recursos del exterior. Sin embargo, las condiciones externas se fueron deteriorando dramáticamente durante el curso del programa. En primer lugar, el programa de estabilización que se estaba llevando adelante en Argentina se desplomó en 1981, y esto llevó a una fuerte pérdida de competitividad de los bienes

---

<sup>6</sup> Ver Talvi (1994) y Rial Pérez (1995) donde figuran estudios de la evolución del déficit fiscal cíclicamente ajustado para el Uruguay.

y servicios uruguayos en ese mercado. Además, otros mercados externos se cerraron debido a la recesión mundial de 1980-1981. Otro aspecto que incidió negativamente fue el aumento de la tasa de interés internacional entre 1979 y 1981 (la Libor alcanzó 18% a mediados de 1981). En los mercados financieros internacionales, el año 1982 marcó el comienzo de la crisis de la deuda, y la contracción de los flujos de capitales a América Latina. En el programa de estabilización de la administración Lacalle, en cambio, el entorno externo fue muy favorable durante todo el plan. Por un lado, la región fue un demandante muy importante de los productos uruguayos. Argentina lanzó el Plan de Convertibilidad en abril de 1991, el que provocó un boom de consumo del que Uruguay se benefició enormemente. Cuando el efecto del Plan de Convertibilidad parecía agotarse, Brasil adoptó el Plan Real (julio de 1994). Nuevamente la producción de bienes uruguayos fue estimulada, esta vez por la demanda brasilera. Por otro lado, durante el gobierno del Dr. Lacalle se firmó el acuerdo Brady, que redujo significativamente la deuda externa del Uruguay. Asimismo, las tasas de interés internacional cayeron fuertemente, por lo que el servicio de la deuda resultó menos oneroso.

### III. MEDIDAS DE CREDIBILIDAD

El objetivo de este capítulo es diseñar algunas medidas del grado de credibilidad de las políticas económicas durante los programas de estabilización. Trataremos de medir los efectos de credibilidad a través de la comparación entre las políticas anunciadas por el gobierno y las expectativas del público sobre los resultados correspondientes a dichas políticas. Intuitivamente, un anuncio de política recibirá un mayor peso en los pronósticos del sector privado cuanto mayor sea la credibilidad del encargado de elaborarla.

En general, es muy difícil evaluar las expectativas de los agentes económicos sobre la tasa de inflación y devaluación futura. En Uruguay, no existen encuestas acerca de las expectativas de los individuos respecto a estas variables. La ausencia de datos confiables fuerza al investigador a confiar en proxies.

En el contexto de los programas de desinflación en algunos países en desarrollo, la diferencia entre el valor del tipo de cambio en el mercado paralelo y en el mercado oficial se ha usado con frecuencia como indicador

del grado de confianza en las políticas macroeconómicas (ver, por ejemplo, Dornbusch, Sturzenegger y Wolf (1990)). Desafortunadamente, esta variable no puede usarse como *proxy* para las expectativas en nuestro estudio, simplemente porque en nuestro país no han existido mercados paralelos durante los períodos en consideración. Desde 1974 tanto los residentes como los noresidentes pudieron comprar o vender activos denominados en monedas extranjeras sin ninguna restricción.

Otra rama de la literatura ha testeado si el descuento a término (*forward discount*) es un predictor insesgado del cambio futuro en el tipo de cambio spot (ver, por ejemplo, Frankel y Froot (1989)). En Uruguay, como en muchos países en desarrollo, no hay un mercado de cambios a futuro. Es así que el descuento a término tampoco puede usarse como una medida de la variación esperada del tipo de cambio.

Dados los problemas mencionados, en este documento trataremos de evaluar las expectativas de devaluación e inflación a partir de tres indicadores indirectos: los diferenciales de tasas de interés, el comportamiento de la demanda de dinero y la evolución de la tasa de inflación. Luego de construir *proxies* para las expectativas de los agentes económicos estaremos en condiciones de estudiar si las mismas se vieron afectadas por los anuncios de política y la forma en que evolucionaron durante los intentos de desinflación.

### **III.1 EFECTOS DE CREDIBILIDAD EN EL MERCADO FINANCIERO**

Tradicionalmente se ha usado el diferencial de tasas de interés como un indicador de las expectativas de devaluación. En una economía abierta, una ampliación del diferencial está naturalmente asociada con un aumento en la devaluación esperada y, por lo tanto, con una falta de credibilidad en la meta del tipo de cambio. La confianza en el anuncio, por otro lado, debería inducir menores expectativas de devaluación y, en consecuencia, el diferencial de tasas de interés se debería achicar.

Para aislar el contenido informativo del diferencial en tasas es necesario emplear instrumentos financieros que sean compatibles unos con otros. Si no consideramos las diferencias en la liquidez, el plazo y el riesgo de incumplimiento, el uso de este indicador para medir las expectativas del

tipo de cambio llevará a resultados de dudosa confiabilidad. El diferencial en tasas de interés puede reflejar no solamente las expectativas del mercado sobre el valor futuro de la moneda, sino también otros aspectos vinculados al funcionamiento del mercado financiero nacional, como por ejemplo, el efecto de las restricciones en el crédito, la competencia imperfecta entre las instituciones financieras, etc.

Teniendo presente estos problemas, en este trabajo emplearemos las tasas de interés sobre depósitos en pesos y en dólares para un plazo de 1 a 6 meses, las que son calculadas por el Banco Central como un promedio simple de las tasas pasivas pagadas por las principales instituciones de plaza en las respectivas monedas. Es importante destacar que todas las tasas de interés son fijadas libremente por el sistema bancario uruguayo. Puesto que los depósitos en pesos y en dólares en el sistema financiero uruguayo son idénticos salvo por la moneda de denominación, las tasas deben contener la misma prima de riesgo-país. Así pues, como primera aproximación, el diferencial de tasas de interés puede verse como una variable sustitutiva adecuada de las expectativas de devaluación. En principio, la condición de paridad descubierta de tasas de interés (*uncovered interest parity condition*) debería ser una buena aproximación a la forma en que se determinan las tasas de interés en moneda nacional en Uruguay.<sup>7</sup>

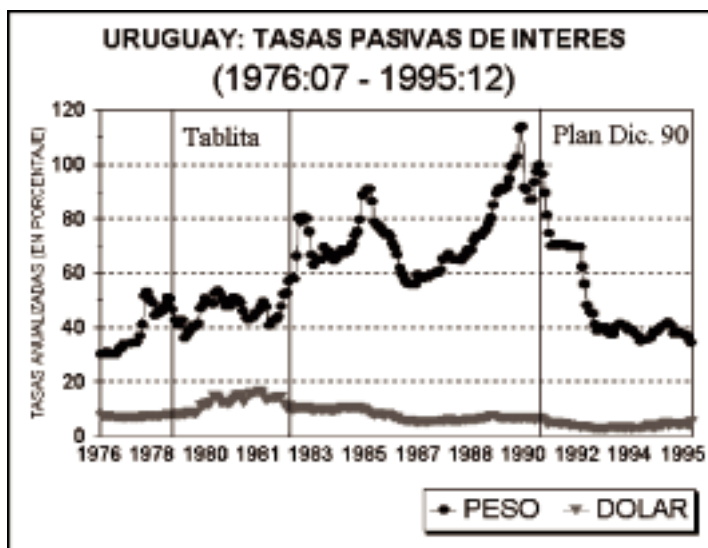
En la Figura 3 se presentan las tasas de interés mensuales para depósitos en moneda nacional y en moneda extranjera. Durante la totalidad del período en consideración (julio 1976 a marzo 95) la tasa de interés en moneda nacional permaneció por encima de la tasa en dólares. La mayor diferencia entre estas tasas se alcanzó en mayo de 1990, cuando el spread alcanzó 1074 puntos básicos.

---

7 El proceso de liberalización de la economía uruguaya comenzó en 1974 cuando el gobierno militar asumió al poder. La apertura del sistema financiero uruguayo quedó terminada para 1978. Pese a los fuertes shocks externos sufridos, el mercado financiero del Uruguay permaneció totalmente abierto durante todo el período.



Figura 3



**Fuente:** Base de datos del Banco Central del Uruguay.

En la Tabla 2 se presentan las correlaciones estadísticas con la inflación y la devaluación durante el período 1976-1994 y los sub-períodos 1978-82 y 1990-94. Como era de esperar, el diferencial de tasas ha estado positivamente relacionado con las tasas de inflación y de devaluación. Puede observarse que las correlaciones son muy bajas durante la Tablita y bastante altas durante el programa de estabilización de la administración Lacalle. Es decir que, el spread contiene más información acerca de la inflación y devaluación realizadas en el último período que en el período anterior.

Tabla 2

**Uruguay: Correlaciones Entre el Diferencial de Tasas de Interés  
y las Tasas de Inflación y Devaluación**

CORRELACION	76-94	78-82	90-94
SPREAD, TDP	0.57	0.13	0.92
SPREAD, TIP	0.62	0.35	0.85
SPREAD, TDF	0.56	0.33	0.86
SPREAD, TIF	0.60	0.22	0.78

**Notas:** SPREAD es el diferencial de tasas de interés entre los depósitos en pesos y en dólares (1-6 meses). TDP y TIP son las tasas de devaluación y de inflación realizadas en los tres 3 meses anteriores. TDF y TIF son las tasas de devaluación y de inflación realizadas en los tres meses siguientes. Todas las tasas han sido anualizadas.

**Fuente:** Cálculos propios del autor usando datos del Banco Central del Uruguay

Al centrar la atención en los dos intentos de estabilización, inmediatamente se observa una diferencia en el comportamiento del diferencial de tasas (ver nuevamente la Figura 3): Durante el primer plan, el spread permaneció relativamente constante a pesar de la reducción en la tasa de devaluación y del descenso de la tasa de inflación que comenzó en 1980. En el plan de diciembre de 1990, en cambio, una caída significativa en el diferencial acompañó al proceso de desinflación en los dos primeros años del programa. Esto nos permite arribar a una primera conclusión preliminar: La falta de respuesta del diferencial de tasas de interés a la reducción del ritmo devaluatorio en la Tablita es un síntoma de problemas de credibilidad. La caída sistemática del spread durante 1991 y 1992 esta reflejando la mayor confianza del mercado financiero en el programa adoptado en diciembre de 1990.

Para estudiar con mayor atención este fenómeno, definamos el error de pronóstico del tipo de cambio como:

$$\varepsilon_{t+1} = \hat{S}_{t+1}^e - \hat{S}_{t+1}$$

donde,

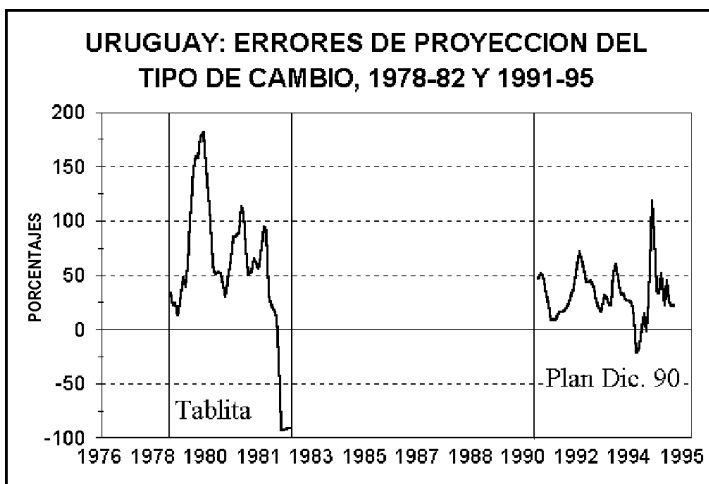
$$\hat{S}_{t+1}^e = \frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*)} - 1$$

es la devaluación esperada para los siguientes seis meses calculada a partir del supuesto que se cumple la condición de paridad descubierta de tasas de interés, y  $\hat{S}_{t+1}$  es la devaluación realizada en el mismo período. Puesto que las tasas de devaluación difieren entre períodos, para comparar el tamaño de las desviaciones, los errores de pronóstico se expresaron como un porcentaje de la devaluación efectivamente realizada en el período:

$$\sigma = \frac{100 * \epsilon}{\hat{S}}$$

La Figura 4 ilustra la evolución de  $\sigma$  en ambos planes de estabilización. Con expectativas racionales y mercados de divisas débilmente eficientes, estos errores deberían tener media cero y no deberían estar correlacionados. Puede verse, no obstante, que la mayoría de los errores de pronóstico son positivos en los períodos en consideración y, además, están positivamente correlacionados.

**Figura 4**



**Fuente:** Elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

En el período de la Tablita, las expectativas de devaluación sobrevaloran en gran medida la tasa de devaluación *ex-post*. Se alcanza la más alta sobrevaloración en 1979 cuando el error de pronóstico equivale aproximadamente a un 180% de la devaluación realizada. Nótese también que los errores permanecen elevados durante el resto del período (variando entre un 50% y un 110% de la devaluación realizada). Hacia fines del programa, se amplió el diferencial de tasas de interés. No obstante, el aumento en el diferencial fue mucho menor que la devaluación real del 100% ocurrida en noviembre de 1982. Sobre depósitos a seis meses, dicha devaluación produjo errores de pronóstico del tipo de cambio negativos de aproximadamente un 85%.

Sobre la base de este análisis puede afirmarse que, durante el período de la Tablita, las tasas de interés exhibieron el fenómeno conocido en la literatura especializada como problema del peso, que se produce cuando un componente significativo del diferencial de tasas de interés se atribuye a fuertes expectativas de variaciones en el tipo de cambio. Krasker (1980) y Lizondo (1983) han demostrado que en presencia de una probabilidad pequeña y positiva de una gran devaluación, en un mercado de divisas eficiente, el valor esperado del tipo de cambio spot a futuro reflejará la probabilidad de ese acontecimiento. No obstante, en la medida en que la devaluación no ocurre, las expectativas de devaluación sobrevalorarán consistentemente la devaluación realizada. Como resultado de esto, el error de pronóstico del tipo de cambio muestra un sesgo positivo mientras no se produce la devaluación. También, de acuerdo a las predicciones provenientes del modelo del "problema del peso", se observa un error de pronóstico grande y negativo hacia el final de la Tablita, justo antes de la devaluación del peso en aproximadamente 100%.

En el programa adoptado en diciembre de 1990, el sesgo de los errores de pronóstico del tipo de cambio parece ser mucho menor. Si bien también en este período los errores han sido casi siempre positivos (una devaluación inesperada en julio de 1994 produjo errores negativos por primera vez desde el comienzo del plan), el tamaño promedio de los mismos es casi la mitad que el de los errores correspondientes al período de la Tablita. Esto nos conduce a reafirmar la idea de que, si bien existieron problemas de credibilidad durante el gobierno del Dr. Lacalle, los mismos fueron de menor importancia que durante la Tablita.

El análisis de los errores de pronóstico del tipo de cambio nos ha permitido hacer una primera comparación global del grado de credibilidad de los dos programas de estabilización. A continuación, procedemos a analizar la evolución de la credibilidad de la autoridad monetaria durante cada uno de los programas, y a discutir hasta que punto es adecuado el uso de la condición de paridad descubierta de tasas de interés como forma de extraer las expectativas de devaluación contenidas en el diferencial de tasas.

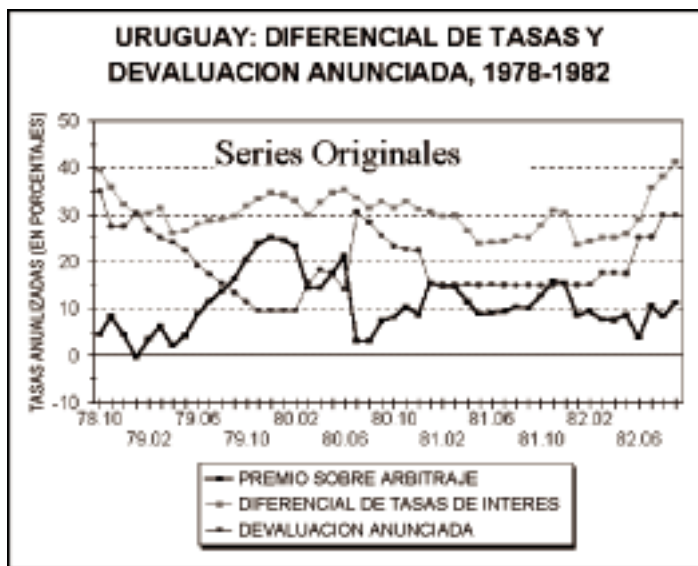
### **La Credibilidad de la Política Cambiaria Durante la Tablita**

Como forma de analizar los cambios en la credibilidad de la política cambiaria durante la Tablita se compara el diferencial de tasas de interés<sup>8</sup> con la tasa de devaluación anunciada por la autoridad monetaria para el siguiente mes (la cual equivale hasta octubre de 1982 a la tasa de devaluación efectivamente realizada). Ambas tasas se presentan en forma anualizada en la Figura 5A. La distancia entre estas dos series - que se ha denominado *premio sobre arbitraje*- puede interpretarse como un indicador de credibilidad de la política cambiaria: cuanto mayor es el premio pagado por el sistema bancario sobre el arbitraje con el anuncio oficial menor es el grado de credibilidad en la política de minidevaluaciones preanunciadas. Se observa que el premio sobre arbitraje se mantuvo en un nivel elevado durante todo el período, fluctuando entre los 1000 y 3000 puntos básicos. Se reafirma entonces la idea de la falta persistente de credibilidad durante la Tablita. Sin embargo, la evolución del premio presenta algunos aspectos problemáticos que dificultan el uso de este indicador para extraer conclusiones acerca de la evolución de la credibilidad a través del tiempo.

---

8 Lamentablemente no se cuenta con información desagregada de tasas de interés para depósitos de 1 mes de plazo en este período, por lo que nos hemos visto obligado a trabajar con la tasa promedio para depósitos de 1 a 6 meses de plazo que es publicada por el Banco Central. Dado que la mayoría de los depósitos en el sistema bancario estaban colocados a plazos breves, este problema no debería ser una limitante de consideración en el análisis.

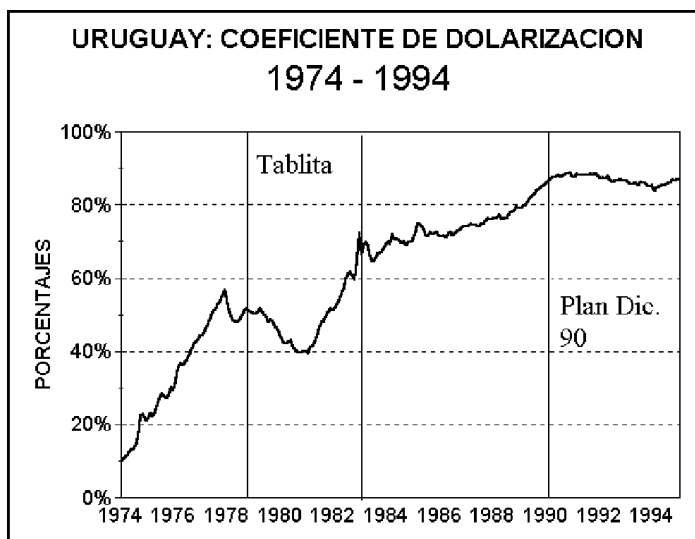
Figura 5A



**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

En primer lugar, durante los dos primeros años de la Tablita (1979-80) los residentes transfirieron parte de su riqueza financiero desde depósitos denominados en dólares hacia depósitos denominados en pesos. Como consecuencia de ello, el grado de dolarización de la economía cayó considerablemente (ver Figura 6). Este fenómeno ocurrió concomitantemente con el aumento del premio sobre arbitraje (o lo que es lo mismo en nuestro marco, con una caída en nuestro indicador de credibilidad de la política cambiaria). El cambio en las preferencias de los inversores durante 1979 es claramente inconsistente con la idea de expectativas de devaluación en aumento en ese año. Por el contrario, la evidencia parece indicar la existencia de grandes ganancias posibles a partir del no cumplimiento de la condición de arbitraje de tasas.

Figura 6



**Nota:** el coeficiente de dolarización es definido como el porcentaje de activos en moneda extranjera en M3.

**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

La sobrevaloración de las expectativas de devaluación que surge a partir del uso del diferencial de tasas de interés en los dos primeros años de la Tablita puede deberse a la existencia de ciertas fricciones en el sistema bancario uruguayo. Aunque la liberalización financiera se había completada en 1978, el ajuste de las viejas instituciones bancarias al nuevo entorno de apertura y el desarrollo de nuevas instituciones exigió un tiempo sustancial. Algunos autores interpretaron esos años como un período de transición del sistema financiero uruguayo. Por ejemplo, al resumir la experiencia con las políticas de liberalización en las economías del Cono Sur, Blejer concluye que:

"... muchos mercados nacionales, dado su tamaño y organización, reaccionaron de manera oligopólica ante la apertura de la economía. En el mercado financiero, esta situación fue particularmente notoria. El mercado nacional demostró un alto grado de segmentación puesto que no todos los agentes financieros tenían el mismo acceso a los préstamos internacionales, especialmente antes de que se desarrollaran las instituciones financieras espe-

cializadas en intermediación internacional. Dados los costos fijos de instalación y la estructura del sistema bancario nacional, los prestatarios sin acceso directo a los mercados internacionales debieron obtener crédito de los intermediarios financieros nacionales que estaban en condiciones de pedir préstamos en el extranjero y prestar a los agentes nacionales. En una situación tal, la tasa de interés nacional no estuvo determinada únicamente por la tasa de interés extranjera ni por la tasa esperada de devaluación del tipo de cambio ni por la prima por riesgo, sino que también se vio fuertemente influida por las condiciones del mercado local, incluyendo la demanda y la oferta de crédito nacionales, la estructura del sistema financiero nacional y el estado de las expectativas inflacionarias." ( Blejer, M., 1983, pág. 441).

Lo que parece ser problemático es el supuesto de que se cumple la paridad descubierta de tasas de interés en estos años. Este punto también ha sido reconocido por otros estudios de las economías del Cono Sur (ver por ejemplo Hanson y Melo (1986) para Uruguay y Corbo (1985) para Chile), que han sugerido que los activos nacionales y extranjeros eran sustitutos imperfectos en la cartera de los inversores. Las desviaciones de la condición de paridad descubierta parecen ser importantes.

Otro aspecto que resulta poco alentador de nuestra medida de credibilidad surge al estudiar la evolución del premio sobre arbitraje durante el último año de la Tablita. De acuerdo con nuestro indicador (ver nuevamente la Figura 5A), la credibilidad de los anuncios cambiarios de la autoridad monetaria es mayor en 1982 que en 1979. Nótese, además, que el indicador de credibilidad permanece relativamente constante durante los dos últimos años del programa. Esto no parece ser razonable. Habría sido esperable un aumento del indicador (con la correspondiente pérdida de credibilidad de la política cambiaria) debido a un crecimiento mayor de las expectativas de devaluación a medida que nos acercamos al momento de la maxidevaluación en noviembre de 1982. Esta visión descansa en consideraciones de la situación tanto interna como internacional. En el aspecto interno, Uruguay ingresó en una profunda recesión en 1982. El desempleo llegó a un 14% en el tercer trimestre de ese año, y había signos evidentes de crisis en el sector de la industria así como en la construcción. Además, como mencionamos antes, las cuentas fiscales se estaban deterioraron marcadamente como resultado de la caída cíclica de los ingresos, el aumento dramático en las prestaciones de la seguridad social y la asistencia financiera del Banco Central



del Uruguay (BCU) al Banco Hipotecario del Uruguay (BHU). En el aspecto externo, la recesión mundial y la serie de devaluaciones masivas en Argentina crearon una clara amenaza de un quiebre de la política cambiaria en Uruguay. También creció la incertidumbre por la confiscación de los activos en dólares ocurrida en México en agosto de 1982.

Podemos mencionar por lo menos dos indicadores adicionales que nos llevan a argumentar que la falta de credibilidad fue un problema más serio hacia el final de la Tablita: (i) los cambios en la composición de la cartera de los residentes y los no residentes y (ii) los movimientos de capital de corto plazo hacia el exterior. Durante estos años, se verificó un fuerte aumento del grado de dolarización tanto de los activos como de los pasivos del sistema bancario (ver nuevamente la Figura 6). Hacia mediados de 1981 los bancos comenzaron a rehusarse a tomar posiciones pasivas en moneda extranjera y un creciente número de préstamos se renovaron en dólares. Por otro lado, en 1982 hubo una enorme fuga de capitales privados (ver el rubro de errores y omisiones en la Tabla 1). La pérdida de reservas internacionales fue sólo parcialmente aliviada por el crecimiento de la deuda externa a un ritmo insostenible en el mediano plazo. Tomados juntos estos dos indicadores ofrecen pruebas contundentes que permiten afirmar que el diferencial de la tasa de interés no reflejaba adecuadamente el estado de las expectativas en 1982.

Una explicación para la probable subestimación de las expectativas de devaluación implícitas en el diferencial de tasas de interés hacia fines de la Tablita es que, durante ese período, se vendieron seguros de cambio por parte de las instituciones oficiales. Desde enero de 1981 hasta octubre de 1981 el Banco de la República (BROU) ofrecía contratos a término de bajo costo para depositantes en pesos. También en el primer trimestre de 1982, el diferencial fue nuevamente abatido por la venta de garantías de tipo de cambio futuro, esta vez por el Banco Central. Esta opción fue retirada cuando el crecimiento agudo del déficit fiscal se había vuelto evidente y el equipo económico fue sustituido. Por lo tanto, lo anterior no puede explicar el comportamiento del diferencial en el segundo y tercer trimestres de 1982.

De todo lo anterior concluimos que usar el diferencial de tasas de interés como sinónimo de expectativas de devaluación durante el período de la Tablita puede llevar a resultados equivocados. El premio sobre arbitraje tiende a enfatizar los problemas de credibilidad en el comienzo del

programa. No obstante, hemos mostrado evidencia adicional que apoya la idea que existió una mayor falta de credibilidad hacia finales del programa. Necesitaremos pues hacer algún ajuste a nuestro indicador y emplear medidas adicionales de credibilidad para llegar a una comprensión mas acabada de la formación de expectativas durante este período.

### **El Diferencial de Tasas de Interes Durante el Plan de Diciembre de 1990**

Debemos ser cuidadosos en el uso del diferencial de tasas de interés como indicador de expectativas durante el programa de diciembre de 1990 dado que, durante este período, se implementó un régimen de bandas de flotación para el tipo de cambio. Como primera aproximación, no obstante, se puede decir que, del análisis de los errores de pronóstico del tipo de cambio, se desprende que los problemas de credibilidad en este período no fueron tan graves como en la Tablita.

La prueba más simple para estudiar si un régimen de bandas de flotación es completamente creíble es verificar si los tipos de cambio spot a futuro esperados contenidos en el diferencial de tasas de interés caen dentro de la banda anunciada del tipo de cambio. Bergara y Licandro (1994) aplicaron esta metodología para Uruguay para el período junio 1992 - diciembre 1993, y observaron que sólo durante un par de meses (junio-julio 1993) el valor esperado del dolar para los siguientes 6 meses caía fuera de los límites anunciados por el gobierno para el mismo período. Concluyeron que la política del tipo de cambio seguida por el gobierno fue creíble durante la mayor parte del tiempo.

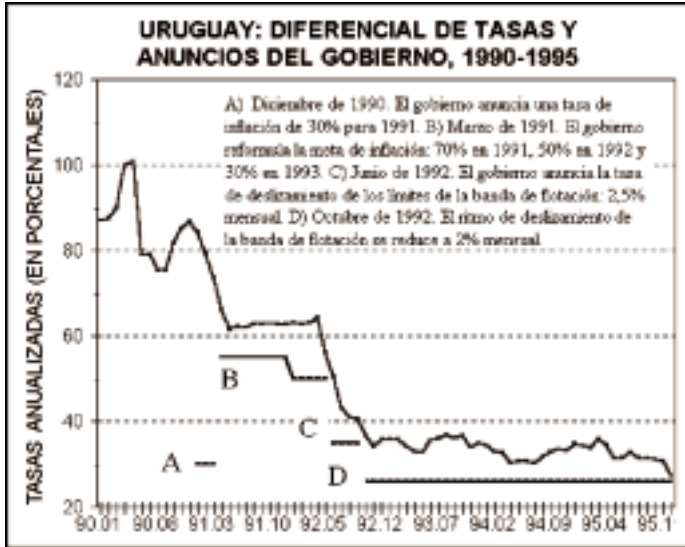
No obstante, hay dos problemas con este método. Un problema es que no podemos usar esta metodología para evaluar los primeros 18 meses del programa de estabilización porque el Banco Central no hizo compromisos formales acerca de las bandas de flotación que regirían para ese período. La autoridad monetaria anunció solamente al principio de cada jornada el valor del dolar al cual estaba dispuesto a comprar o vender divisas (los límites inferior y superior de la banda, respectivamente). Este es un obstáculo importante para el estudio empírico de la credibilidad del plan de estabilización, especialmente si se comprobara que los mayores problemas de credibilidad se verificaron al comienzo de este programa.

El segundo problema que encontramos está relacionado a las dimensiones de la banda de flotación definida por el banco central. El considerable ancho de la banda (7% del tipo de cambio nominal) permite que tasas de devaluaciones esperadas muy superiores a la tasa de deslizamiento de los límites de la banda de flotación aún caigan dentro de la banda. Por ejemplo, suponiendo que hoy el tipo de cambio spot coincide con el límite inferior de la banda, una devaluación esperada del 9% para el próximo mes es compatible con la banda establecida por la autoridad, pese a que la tasa de devaluación de los extremos de la banda (que es lo que anuncia el gobierno) sea de un 2,0%. Aducimos, por lo tanto, que este tipo de test da poca información acerca de la credibilidad de la política cambiaria del gobierno, especialmente cuando la banda de flotación es ancha y coexiste con un plan de estabilización basado en el desaceleramiento de la tasa de devaluación de la moneda nacional.

Debido a los problemas mencionados, decidimos no seguir los pasos de Bergara y Licandro (1994). En su lugar, analizamos directamente la evolución del diferencial de tasas de interés, y estudiamos si el mismo se veía afectado por los anuncios de política.

De acuerdo con la Figura 7A, en mayo de 1990 se registró una primera caída en el spread. El momento de la caída indica que en gran medida la misma se vinculó a la aprobación de rígidas medidas fiscales por parte del Parlamento. Los agentes económicos pronosticaron una caída en la tasa de inflación y ajustaron a la baja sus expectativas de devaluación. La devaluación esperada para los siguientes tres meses se redujo de un 100% en mayo de 1990 a un 75% en julio del mismo año (tasas anualizadas). Sin embargo, la permanencia de un diferencial de tasas elevado luego del ajuste fiscal es prueba de que los mercados financieros no creían que las medidas fiscales en sí mismas iban a terminar con la inflación.

Figura 7a



**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

Pese a la aprobación del paquete fiscal el Banco Central continuó devaluando a un ritmo muy rápido durante 1990 (la tasa anualizada de devaluación de los últimos tres meses de ese año fue del 120%). Este hecho puede explicar la ampliación del diferencial de tasas de interés a partir de agosto de 1990. Hacia octubre de 1990, las expectativas de una aceleración en la tasa de depreciación se hicieron evidentes.

No fue hasta el 26 de diciembre de 1990 que el Ministro de Economía anunció el lanzamiento formal del programa de estabilización. La política de tipo de cambio que comenzó a aplicarse a partir de ese momento implicó un cambio fundamental en relación con el pasado reciente, donde la administración anterior había seguido una política cambiaria destinada a mantener la competitividad externa, a pesar de las consecuencias inflacionarias de la misma.

El anuncio de diciembre de 1990 tuvo un efecto importante en el diferencial de tasas de interés. Aunque inicialmente no hubo declaración explícita respecto del ritmo de ajuste de la banda de flotación, quedó bien entendido que la tasa de devaluación nominal dejaba de acomodarse a la

inflación pasada (Talvi (1994)). Pronosticando una desaceleración de la tasa de devaluación, en los primeros meses de 1991 las instituciones financieras redujeron gradualmente la tasa de interés en moneda nacional. Sin embargo, el spread se mantuvo muy por encima del valor que arbitraba con las metas oficiales. Si bien como ya se mencionara no existían metas de devaluación explícitas al comienzo del plan, era evidente que para lograr la meta inflacionaria (30% para 1991) se requeriría una tasa de devaluación anual de similar magnitud. El diferencial de tasas (ver nuevamente la Figura 7A) se ubicó muy por encima de la tasa de devaluación que hubiera sido necesaria para alcanzar el objetivo inflacionario antes mencionado. Es posible concluir, por tanto, que el mercado financiero no creyó en la meta de inflación anunciada por el gobierno al comienzo del programa.

Luego de haber verificado un importante descenso entre enero y junio de 1991, la tasa esperada de devaluación contenida en el diferencial de tasas de interés se estabilizó en los siguientes 12 meses en un 4.1% mensual aproximadamente. Si bien la distancia entre las metas oficiales y las proyecciones del sector financiero se fue achicando, a principios de 1992 todavía existía una brecha importante entre ambas. Por ejemplo, la meta inflacionaria del gobierno para el año 1992 implicaba una tasa promedio de inflación de 3.4% mensual. Asumiendo optimísticamente que para alcanzar esa meta era necesario una tasa de devaluación similar, concluimos que la devaluación esperada por el sistema financiero estaba muy por encima de la devaluación implícita en el programa de estabilización.

En los meses comprendidos entre mayo y octubre de 1992, se verificó otra caída importante de las tasas de interés en moneda nacional. El anuncio del ritmo de ajuste de la banda de flotación realizado en junio de ese año (2.5% mensual) puede dar cuenta de buena parte de la caída en la tasa de interés nominal de los depósitos en pesos. Hacia octubre de dicho año la tasa de devaluación esperada había casi convergido a la tasa anunciada por el gobierno. La fuerte adhesión del gobierno a su política cambiaria (en una situación en la cual el gobierno anterior habría acelerado el ritmo devaluatorio para mejorar la competitividad externa de la economía) contribuyó a mejorar su credibilidad.

Entre agosto de 1994 y marzo de 1995 hubo un leve aumento en el diferencial de tasas de interés que se explicó básicamente por la incertidumbre originada en las elecciones generales de noviembre de 1994 y el posterior cambio de administraciones. Una vez que el nuevo gobierno del

Dr. Sanguinetti asumió en marzo de 1995 y ratificó la continuidad del programa de estabilización, el diferencial retomó su senda descendiente. Es interesante señalar que, aunque en diciembre de 1995 el diferencial de la tasa de interés para los depósitos de 1, 2 y 3 meses estaba cerca a la tasa de devaluación anunciada por el gobierno, al considerar las tasas de interés pagadas sobre depósitos de 6 meses o 1 año, el diferencial estaba todavía lejos de la convergencia. Esto indica que el gobierno había logrado credibilidad en el tipo de cambio de corto plazo, pero aún no se había logrado la credibilidad en el tipo de largo plazo, aunque se había realizado un progreso considerable a este respecto.

En conclusión, como resultado del programa de estabilización, el diferencial se fue reduciendo considerablemente, y fue convergiendo lentamente hacia el índice de devaluación anunciado (2% mensual desde octubre de 1992). Esto sugiere que la reputación antiinflacionaria de las autoridades monetarias fue mejorado, pero sólo gradualmente en la medida que el gobierno permaneció fuertemente aferrado a su política. La lenta convergencia del diferencial de tasas de interés a la devaluación anunciada puede ser interpretada como una falta parcial de credibilidad en el anuncio de política. Este hallazgo es consistente con la interpretación de que la credibilidad en la política de estabilización del gobierno se fue construyendo a lo largo del tiempo, y que los principales cambios en las expectativas se fueron materializando a medida que la política anunciada ganó credibilidad.

### **El Diferencial Ajustado de Tasas de Interes: Una Medida Mejorada de las Expectativas de Devaluacion**

Tal como señalamos en la sección anterior, durante la Tablita la evolución del diferencial de tasas de interes no es totalmente compatible con la de otros indicadores indirectos de credibilidad como, por ejemplo, los movimientos de capitales de corto plazo o los cambios en las preferencias del público por activos denominados en moneda nacional. Una forma de racionalizar estos hechos aparentemente inconsistentes es postular que el diferencial en tasas de interés incluye una prima de riesgo moneda significativa que depende -entre otros factores- de la importancia relativa de los activos en pesos en el total de la riqueza.<sup>9</sup> La idea de testear la existencia de este

---

<sup>9</sup> Werner (1996) encuentra una prima similar contenida en el diferencial de tasas pagadas por los papeles del estado Mexicano (CETES - Tesobonos) en el período el período 1992-1994.

tipo de prima surge a partir de verificar los importantes cambios en la composición de cartera de los agentes económicos en ese período. De acuerdo a la Figura 6, el grado de dolarización de los activos financieros se modificó drásticamente durante la Tablita. El porcentaje de los activos denominados en pesos se elevó de menos del 51% del total de los activos del sector privado en octubre de 1978 al 66% en diciembre de 1980. Durante 1981 y 1982, esta tendencia se revirtió totalmente. En octubre de 1982, la porción de activos en pesos representaba solamente el 46% del total de activos. Si existiera una prima de riesgo asociada a los proporción de riqueza mantenida en moneda nacional, entonces el diferencial de tasas de interés no sería un predictor confiable del estado de las expectativas de devaluación en ese período.

Para tener una mejor evaluación de las expectativas de los agentes económicos y mejorar por tanto nuestro indicador de credibilidad especialmente durante el período de la Tablita se trató de realizar un ajuste al diferencial de tasas de interés que contemplara el fenómeno anteriormente descrito. En otras palabras, se trató de mejorar la medida de credibilidad a través de la incorporación a la misma de información adicional, en particular, la información respecto a los cambios en la composición del portafolio de los agentes económicos.

Empleando una metodología similar a Werner (1996), se procedió a utilizar un simple modelo de portafolio para testear la existencia de una prima de riesgo moneda contenida en el diferencial de tasas de interés. Dicha prima depende del grado de aversión al riesgo de los inversores, de la varianza y covarianza de las tasas de inflación y de devaluación, y de la proporción de activos en moneda nacional en el total de la riqueza financiera de los agentes económicos. Una vez que se rechazó la hipótesis de perfecta sustituibilidad entre activos financieros (es decir, una vez que se comprobó el incumplimiento de la condición de paridad descubierta de tasas de interés), se procedió a estimar la prima de riesgo moneda y a usar dichas estimaciones para sustraer los efectos del cambio en la composición de cartera de residentes y no residentes del diferencial de tasas de interés. De esta forma, se calculó cual habría sido el diferencial de tasas de interés en el hipotético caso en que no hubieran existido cambios en la composición por monedas de los activos financieros.

Además, se estimó la caída en la tasa de interés en pesos que se debió a las ventas de seguros de cambio que parte de los bancos oficiales

efectuaron en 1981 y 1982. En otras palabras, se hizo un intento por estimar el nivel que las tasas de interés en pesos habrían alcanzado en esos años si esas operaciones de seguro no hubieran ocurrido. Por medio de estos ajustes se logró obtener una medida más satisfactoria de las expectativas de devaluación.

### Un Modelo de Selección de Portafolio

Siguiendo a Frankel (1982) y a Dornbusch (1983) se utiliza un modelo de selección de portafolio simple de un inversor representativo que maximiza una función de utilidad que depende del retorno medio y de la varianza de la cartera. En este modelo hay dos activos con retornos reales aleatorios: un activo denominado en pesos y uno denominado en dólares. Sea  $W$  el valor de la riqueza nominal total. La riqueza real al final del período es aleatoria y puede expresarse como:<sup>10</sup>

$$w = xW(1+i_p-\pi) + (1-x)W(1+i_d+e-\pi) \quad (1.1)$$

donde  $x$  es la porción de activos en pesos,  $i_p$  e  $i_d$  son los retornos nominales de los activos en pesos y en dólares respectivamente,  $e$  es la tasa de devaluación esperada y  $\pi$  es la tasa de inflación esperada. Las tasas de interés nominales son conocidas. La incertidumbre proviene de las tasas de inflación y de devaluación. Una expresión de la varianza de la riqueza real está dada por:

$$\begin{aligned} \sigma_w^2 = & W^2 [x^2\sigma_\pi^2 + (1-x)^2(\sigma_e^2 + \sigma_\pi^2) - 2((1-x^2)\sigma_{e\pi} - \\ & - x(1-x)(\sigma_\pi^2 - \sigma_{e\pi}))] \end{aligned} \quad (1.2)$$

La utilidad del inversor está representada por una función que depende positivamente de la riqueza real total y negativamente de la varianza de la riqueza real:

$$U = U(w, \sigma_w^2) \quad (1.3)$$

Si se maximiza (1.3) con respecto a  $x$  sujeto a las ecuaciones (1.1) y (1.2), resulta:

<sup>10</sup> Hemos usado la siguiente aproximación:  $(1+a)/(1+b) \approx 1+a-b$



$$i_p - i_d = e + \theta[\sigma_e^2 - 2\sigma_\pi^2 + \sigma_{e\pi} + (2\sigma_\pi^2 - \sigma_e^2)x] \quad (1.4)$$

donde,

$$\theta = \frac{-2WU\sigma_w}{U_w} \quad \theta > 0$$

es el coeficiente de aversión al riesgo. El modelo conduce a una forma reducida donde el diferencial de tasas de interés es igual a la suma de la devaluación esperada mas una prima por riesgo moneda. Este es un resultado común en los modelos de selección de portafolio: los agentes deben ser recompensadas con una prima para inducirlos a invertir en el activo riesgoso (en este caso, el activo riesgoso es el denominado en moneda nacional, puesto que los inversores pueden sufrir pérdidas de capital provenientes de devaluaciones inesperadas).

Si se verifica la teoría de la Paridad de Poderes de Compra, la covarianza entre la tasa de inflación y la tasa de devaluación será igual a la varianza de la tasa de devaluación y la ecuación (1.4) se transformará en:

$$i_p - i_d = e + \theta \sigma_e^2 x \quad (1.5)$$

A partir de la expresión (1.5) es evidente que con expectativas de devaluación dadas, cuanto mayor sea la proporción de activos denominados en pesos en el total de los activos, mayor será la prima de riesgo y más grande será el diferencial de tasas de interés.

### Resultados Econométricos

Hemos estimado la ecuación (1.5) usando series mensuales para los períodos 1978.10-1982.10 y 1990.12-1995.12. En el primer período, también incluimos una variable ficticia que es igual a uno en los meses en que los bancos oficiales vendieron seguros de tipo de cambio (de enero a setiembre de 1981 y de enero a marzo de 1982) y cero en los restantes meses.

Puesto que la porción de activos en pesos es una variable endógena que depende entre otras cosas del diferencial de tasas de interés, para obtener estimaciones no sesgadas y consistentes, la ecuación (4) se estimó usando mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) y estimación máximo verosímil

con información limitada (MVIL).<sup>11</sup> En cuanto a la variable que mide las expectativas, como mencionamos anteriormente no existen encuestas en las que se pueda confiar. De ahí que nos vimos forzados a utilizar la tasa de depreciación realizada *ex-post*.<sup>12</sup>

Los resultados de estas estimaciones se presentan en la Tabla 3. El coeficiente asociado con la proporción de activos en pesos es significativo y tiene el signo correcto. De acuerdo con nuestras estimaciones, en el período 1978.10-1982.10, por cada punto porcentual de aumento (disminución) en la porción de activos denominados en pesos, el diferencial de la tasa de interés aumenta (disminuye) aproximadamente 87 puntos básicos. En el período 1990.12 - 1995.12, el aumento (caída) estimado en el diferencial es de 84 puntos básicos.

**Tabla 3**

**Uruguay: Tests de Existencia de la Prima de Riesgo Moneda.  
Resultados Econométricos**

Período: 1978:10-1982:10

METODO DE ESTIMACION	CONSTANTE	% DE ACTIVOS EN PESOS	VARIABLE DUMMY	R2 AJUSTADO
MC2E	-34.81 (-3.724)	87.05 (5.240)	-3.05 (-1.480)	0.3612
MVIL	-36.32 (-3.163)	89.75 (5.256)	-3.16 (-1.520)	0.3197

- 11 Como variables instrumentales se usaron: (i) el monto total de los activos financieros en la economía medidos en términos reales, (ii) el diferencial entre la tasa de interés pagada sobre depósitos uruguayos en dólares y la tasa de interés de los papeles del Tesoro de los Estados Unidos a corto plazo (*Treasury bills*) y (iii) un componente de tendencia. Para que la estimación sea eficiente estas variables no deben estar correlacionadas con  $(i_p - i_d)$ , pero sí deben tener correlación con  $x$ .
- 12 Somos conscientes de que este procedimiento no es totalmente correcto, especialmente en el período de la Tabla debido a la existencia comentada del problema del peso, pero no se encontró una manera mejor de tratar con este problema. Además, si estuviera disponible un buen sustituto para las expectativas no habría necesidad de hacer este ajuste.

Período: 1985:03-1996:03

METODO DE ESTIMACION	CONSTANTE	% DE ACTIVOS EN PESOS	VARIABLE DUMMY	R2 AJUSTADO
MC2E	-7.26 (-1.309)	83.65 (2.517)		0.6591
MVIL	-17.94 (-1.629)	116.65 (2.180)		0.6472

**Notas:** Estadístico  $t$  entre paréntesis. La variable dependiente es la diferencia entre el diferencial de tasas de interés y la tasa de devaluación realizada para los tres meses siguientes (anualizada)

**Fuente:** Cálculos propios del autor usando datos del Banco Central del Uruguay

Durante el programa de la Tablita, los cambios en la composición del portafolio del sector privado tuvieron un impacto importante sobre el nivel de las tasas de interés. Por un lado, una porción considerable del aumento en el diferencial de tasas de interés que ocurrió durante 1979-1980 puede explicarse por el aumento en la importancia relativa de los activos denominados en moneda nacional. Por otro lado, la fuerte dolarización ocurrida durante 1981 y 1982 contribuyó significativamente a contener el alza de la tasa de interés para depósitos en pesos.

El coeficiente de la variable ficticia asociado con las ventas de seguros de tipo de cambio por parte de los bancos oficiales en los últimos dos años de la Tablita también es significativo, aunque su efecto amortiguador sobre la tasa de interés en pesos fue relativamente pequeño: estimamos que, debido a la intervención de la autoridad monetaria, el diferencial de tasas de intereses cayó en 300 puntos básicos.

Finalmente, y a la luz de estos resultados, para recuperar una medida de la devaluación esperada ajustamos el diferencial de tasas de interés de forma de que este reflejara el cambio en la composición de cartera de los agentes y el descenso en la tasa de interés en moneda nacional debido a la venta de seguros de tipo de cambio por parte de los bancos oficiales (este último ajuste se aplicó solamente para el período de la Tablita). El primer ajuste se realizó calculando el nivel que el diferencial de tasas habría alcanzado si la composición de los activos se hubiera permanecido constante en el nivel de octubre de 1978 y diciembre de 1990 respectivamente. En

cuanto al último ajuste, se substrajo el coeficiente estimado de la variable ficticia del diferencial de tasas de interés. La serie ajustada se grafica en la Figura 5B.

**Figura 5B**

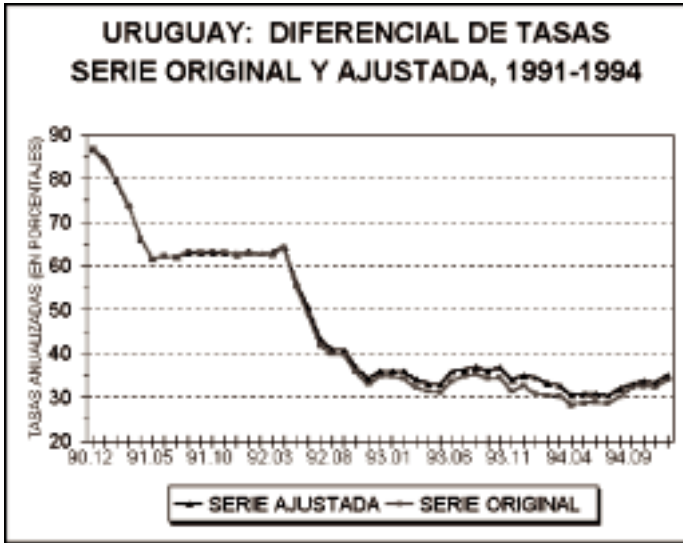


**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

Puede verse que, a diferencia del comportamiento de la medida sin ajustar, el premio sobre arbitraje ajustado aumenta sistemáticamente durante 1981 y 1982, lo cual señala un continuo descenso de la credibilidad de la política de tipo de cambio anunciada por el gobierno. Si bien es evidente que la nueva medida se ajusta en mayor medida a lo que a priori era dable de esperar, todavía siguen existiendo ciertos aspectos problemático. Por ejemplo, el premio sobre arbitraje continua siendo elevado en 1979. A la hora de explicar estos problemas, sin duda juega un rol muy importante la existencia de fricciones en el sistema financiero uruguayo durante la Tablita, que se mencionaron anteriormente.

En cuanto al programa adoptado en diciembre de 1990, el ajuste resulta irrelevante dado que en ese período no hubo cambio significativo en el grado de dolarización de los portafolios (ver Figura 7B).

Figura 7B



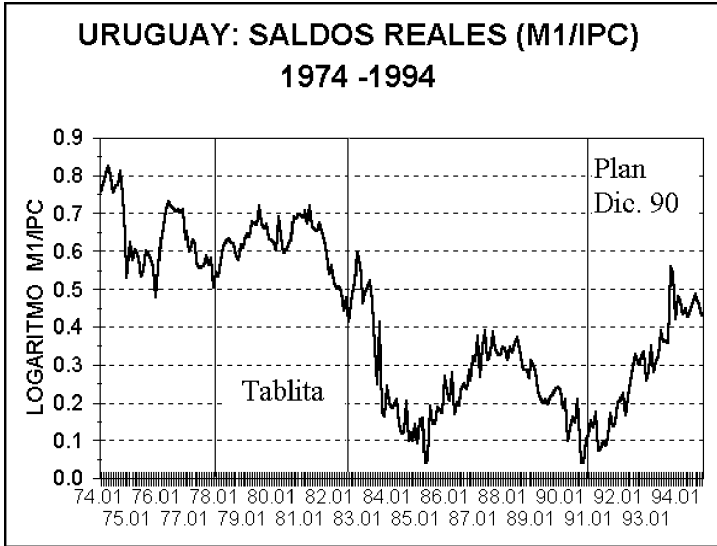
**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

### III.2 EFECTOS DE CREDIBILIDAD EN EL MERCADO MONETARIO

En esta sección, empleamos una técnica alternativa para extraer inferencias acerca de las expectativas de devaluación e inflación de los agentes económicos. Para ello dejamos por un momento de lado el mercado financiero y tratamos de comprobar efectos de credibilidad en el mercado del dinero. El método explota el papel informativo de los residuos que provienen de la estimación de una función de demanda de dinero de tipo estándar. La idea fundamental es que, luego de ajustar un modelo econométrico para la demanda por medios de pagos, el comportamiento de los errores estimados que surgen del modelo puede contener valiosa información respecto a las expectativas antes mencionadas. En particular, después de controlar por varios factores, la sobreestimación sistemática de los saldos reales durante el período de desinflación puede en principio interpretarse como provocada por expectativas de tasas de inflación y/o devaluación mayores que las tasas anunciadas por el gobierno. Así pues, el comportamiento de los residuos provenientes de la estimación de una función de demanda de dinero nos permitirá obtener una medida indirecta de la confianza del público en el programa de estabilización.

La Figura 8 muestra la evolución de los saldos monetarios reales definidos en un sentido estrecho como emisión en poder del público más depósitos a la vista (M1) deflactados por el índice de precios al consumo (IPC).

**Figura 8**



**Nota:** la serie ha sido desestacionalizada.

**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

De acuerdo con la teoría económica general, una política desinflacionaria exitosa debería conducir a un aumento en la demanda por medios de pagos. La idea es que a medida que baja el costo de oportunidad del dinero, los agentes están más dispuestos a mantener saldos de efectivo. Puede observarse que esto no ocurrió en el programa de la Tablita, donde la demanda de dinero cayó estrepitosamente desde el comienzo de 1981 a pesar de que la tasa de inflación venía declinando sistemáticamente desde mediados de 1980.<sup>13</sup> En el programa implementado por la administración Lacalle, en cambio, la evidencia empírica es más compatible con las pre-

<sup>13</sup> La caída en los medios de pagos en términos reales no puede atribuirse a una caída en el producto por lo menos entre el primer y el tercer trimestre de 1981. Sorprendentemente durante ese período, la demanda real de dinero cayó, pese al hecho de que el PBI continuaba creciendo y la inflación estaba en caída.

dicciones de la teoría económica. En ese período, el crecimiento en los saldos reales esta claramente asociado con el descenso de la tasa de inflación. Para profundizar en este fenómeno, estimamos la siguiente función de demanda de dinero:

$$m_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 E_{t-1} (C_t) + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

donde  $m_t$  es el logaritmo de la cantidad real de dinero (definido como M1/IPC),  $y_t$  es el logaritmo del índice de volumen físico del PBI y  $C_t$  representa el costo de oportunidad de mantener dinero nacional.  $E_{t-1}$  denota la expectativa condicionada a la información disponible al comienzo del período. De acuerdo a la teoría económica, la semielasticidad de la demanda de dinero respecto a la variable de costo de oportunidad,  $\alpha_2$ , debería ser negativa.

Ante la imposibilidad de contar con datos mensuales confiables para la variable de escala se optó por trabajar con datos trimestrales. En el caso de  $m_t$  y  $C_t$  se trabajó con promedios trimestrales de valores a fin de mes. Dada la estacionalidad de la demanda de dinero en Uruguay, en todas las regresiones se incluyeron variables dummies estacionales. Se comprobó una fuerte inestabilidad de la demanda de dinero en el período 1976.4 - 1995.1, por lo que se decidió partir la muestra en dos subperíodos, 1976.4 - 1982.3 y 1985.1 - 1995.1, de forma de asegurarse que la demanda de dinero fuera estable en cada subperíodo. La elección del año de inicio de la estimación se basó en la disponibilidad de datos (no se cuenta con información sobre tasas de interés anteriores a 1976).

### **La Demanda de Dinero durante la Tablita**

La primera estimación de la demanda de dinero fue hecha con la tasa de inflación *ex-post* como *proxy* de  $C_t$ . Los resultados aparecen en la fila 1 de la Tabla 4. Aunque el ajuste del modelo es aceptable ( $R^2 = 0.76$ ), el coeficiente asociado a la tasa de inflación aparece con el signo equivocado. El resultado confirma pues la correlación positiva entre inflación y demanda de dinero durante la Tablita que mencionamos al inicio de esta sección. Las regresiones de demanda de dinero que emplean una especificación de tipo Cagan, es decir las que incluyen la tasa de inflación como variable explicativa, no son capaces de ofrecer una explicación coherente para el comportamiento de los saldos reales durante el período de la Tablita. Emplear la tasa de inflación *ex-post* como *proxy* del costo de oportunidad de mantener dinero conduce a una mala especificación del modelo.

Tabla 4  
ESTIMACIONES MCO DE LA DEMANDA DE DINERO  
PROGRAMA DE OCTUBRE DE 1978

Fila	Constante	Log PBI	Tasa de Inflación	Tasa de Devaluación	Tasa de Interés	Diferencial t. de interés	Dummy 1982	Log M1/IPC Rezagado	Tendencia temporal	Proxy del Ingreso Permanente	R2	S.E	SSR	D.W.	F
1	-1.805 (-3.076)	0.539 (4.108)	1.111 (4.798)								0.76	0.05	0.04	0.79	11.26
2	-0.992 (-1.096)	0.373 (1.846)		0.395 (-0.608)							0.46	0.07	0.08	0.43	3.05
3	-1.318 (-1.792)	0.501 (2.89)		-0.005 (-2.578)							0.60	0.06	0.06	0.54	5.33
4	-0.486 (-0.627)	0.29 (1.679)				-0.004 (-1.744)					0.53	0.06	0.07	0.35	4.02
5	-1.435 (-3.576)	0.515 (5.455)			-0.003 (-3.070)		-0.119 (-6.604)				0.89	0.03	0.02	1.98	22.22
6	-0.852 (-2.140)	0.374 (4.213)			-0.004 (-2.968)		-0.129 (-7.236)				0.88	0.03	0.02	1.79	21.64
7	-0.947 (-2.904)	0.311 (3.505)			-0.001 (-1.169)		-0.088 (-5.584)	0.502 (3.803)			0.94	0.02	0.01	1.76	36.20
8	-0.731 (-0.869)	0.328 (1.507)			-0.004 (-3.060)		-0.152 (-3.936)		0.003 (0.355)		0.89	0.03	0.02	1.87	19.07
9	-2.916 (-5.198)				-0.004 (-3.911)		-0.167 (-9.420)			0.851 (-6.535)	0.91	0.03	0.01	1.74	29.16

Notas: 1) Estadístico t en paréntesis

2) Todas las regresiones incluyen variables dummies estacionales

3) Período: 1976.4-1982.3, datos trimestrales



Una explicación de este "extraño" resultado es que, en condiciones de elevada sustitución de monedas, la tasa de inflación no es un sustituto adecuado para el costo de oportunidad del dinero. Durante los dos últimos años de la Tablita, la tasa de devaluación esperada desempeñó indudablemente un papel más importante en la decisión de cartera del inversor. Con expectativas de devaluación en ascenso, el retorno esperado de los activos denominados en moneda extranjera fue en aumento. El costo de oportunidad del dinero creciente hizo que los agentes económicos sustituyeron activos financieros en moneda nacional por activos en moneda extranjera. En esas circunstancias, era de esperar una reducción de la demanda real de M1.

Nuestro enfoque pone énfasis en la importancia de las expectativas del tipo de cambio como determinante de la demanda de saldos reales en esos años. Concretamente, la hipótesis a testear es que el comportamiento de la demanda de dinero en este período está básicamente determinado por las expectativas cambiarias de los agentes económicos.

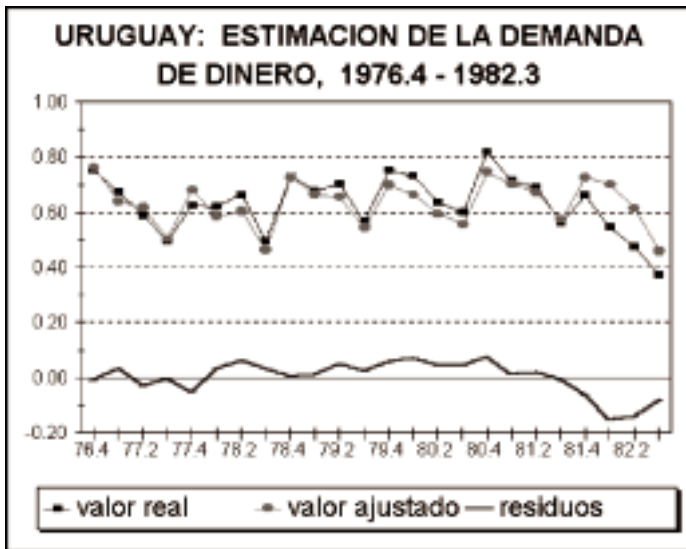
La principal dificultad en probar esta hipótesis es la falta de una variable observable que mida las expectativas sobre el tipo de cambio futuro. En primer lugar, utilizamos como *proxy* de las expectativas de devaluación la tasa anunciada por el gobierno. En la fila 2 de la Tabla 4 observamos que el poder explicativo de la tasa de devaluación *ex-post* (que es la misma que la tasa anunciada por el gobierno entre 1978.10 y 1982.10) es insignificante, y además aparece con el signo equivocado. El resultado obtenido con la inclusión de esta variable es consistente con la idea de que la política de anuncio del tipo de cambio futuro no fue creída. La tasa de devaluación programada por el gobierno es un indicador totalmente inadecuado de las expectativas de devaluación. El modelo está nuevamente mal especificado, puesto que no toma en cuenta la probabilidad subjetiva de que el régimen del tipo de cambio pueda colapsar.

El paso siguiente fue correr otras dos regresiones, una con la tasa de interés en moneda nacional y otra con el diferencial de tasas de interés como argumentos en la demanda de dinero. Si la tasa de interés de los depósitos en pesos incorporara plenamente las expectativas de devaluación de la moneda nacional, entonces estas variables deberían ser buenos sustitutos de  $C_t$ . Los resultados de la estimación aparecen en la fila 3 y 4 de la Tabla 4. Aunque ambas variables son significativas a un nivel de 1% y cuentan con el signo correcto, el desempeño del modelo no es satisfactorio

en su totalidad. Los coeficientes de determinación son relativamente bajos y los residuos están fuertemente correlacionados.

Tal como mencionamos al inicio de la sección, estudiar el comportamiento de los residuos puede ser útil para obtener información respecto de las expectativas de los agentes económicos. En la Figura 9A presentamos los valores estimados de la demanda de dinero, los valores reales y los residuos que surgen de correr la regresión con la tasa de interés pasiva en moneda nacional como variable explicativa. Nótese que, durante el último año de la Tablita, la demanda de dinero fue mucho menor que la predicha por el modelo. El hallazgo de residuos negativos y altamente correlacionados puede ser interpretado como un elemento que sostiene la idea de falta de credibilidad de la política de estabilización hacia el final del programa.

**Figura 9A**



**Nota:** La variable dependiente de la regresión es el logaritmo de los saldos reales de dinero (M1/IPC). Como variables independientes se incluyen: el logaritmo del PBI, la tasa de interés para depósitos en moneda nacional, una constante y variables dummies estacionales.

**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

Yendo mas lejos, el comportamiento de estos residuos podría incluso interpretarse como un indicador indirecto de credibilidad. Durante los primeros tres años del programa los residuos fueron siempre positivos, es decir que el público demandó mas dinero que el implicado por el modelo, lo que haría pensar en un elevado grado de credibilidad del plan de estabilización. A partir de 1981 se comienzan a verificar los problemas de credibilidad y la demanda de dinero cae dramáticamente en mayor medida que lo previsible de acuerdo al modelo convencional.

Nuestra hipótesis es que especialmente en el último año de la Tablita, la tasa de interés en moneda nacional no reflejaba adecuadamente las expectativas de devaluación. Para probar esto empíricamente, introducimos una variable dummy que toma un valor de uno en los últimos cuatro trimestres del programa de la Tablita (1981:4-1982.3) y cero en el resto del período. La misma trata de captar las expectativas de realineación del tipo de cambio que no están enteramente incorporadas en la tasa de interés en moneda nacional.

Las filas 5 y 6 de la Tabla 4 presentan los resultados de la estimación de la demanda de dinero con la inclusión de la variable dummy que da cuenta de las expectativas de devaluación no incorporadas en la tasa de interés en moneda nacional en el último año del programa. Varias características de estas regresiones son de destacar. En primer lugar, la incorporación de la dummy mejora significativamente el ajuste del modelo. Todas las pruebas de diagnósticos se satisfacen a un nivel de significación del 5%. Segundo, la influencia de las expectativas de devaluación en el último año de la Tablita parece efectivamente ser dominante. La variable ficticia tiene el signo correcto, y el estadístico t es altamente significativo. Tercero, la introducción de la variable ficticia corrige el problema de las autocorrelaciones entre los residuos.

Estos resultados nos permiten confirmar el cambio en el estado de las expectativas hacia fines de 1981. Este cambio no está totalmente incorporado en el diferencial de la tasa de interés. A medida que se deterioraban las condiciones internas y externas, los agentes privados comenzaron a esperar una maxidevaluación que restableciera el equilibrio. El creciente costo de oportunidad de mantener moneda nacional provocó una caída muy marcada en la demanda de dinero en el último período de la Tablita.

## La Demanda de Dinero Durante el Programa de Diciembre de 1990

Como mencionamos anteriormente, en este período los saldos reales se comportaron de una forma más consistente con los efectos que predice la teoría económica de una estabilización creíble. El hecho de que el stock de M1 real se elevara significativamente durante la desinflación (ver nuevamente Figura 8) parece indicar que los problemas de credibilidad - si estaban presentes - eran de menor importancia que durante el anterior programa de estabilización. En esta sección trataremos de fundamentar que el aumento en la demanda de dinero habría sido incluso mayor si las expectativas de inflación hubieran convergido inmediatamente a la meta anunciada por el gobierno.

Siguiendo similar procedimiento que en el caso de la Tablita, en primer lugar estimamos la ecuación de demanda de dinero usando la tasa de inflación *ex-post* como variable de costo de oportunidad. Los resultados de esta regresión se presentan en la fila 1 de la Tabla 5. Aun cuando los coeficientes son todos significativos y tienen el signo correcto, la regresión no pasa casi ninguna prueba de diagnóstico. Primero, el modelo no pasó la prueba de estabilidad de los coeficientes (CUSUMQ). Segundo, los residuos estimados están positivamente autocorrelacionados de acuerdo con el estadístico DW. Finalmente, el coeficiente de determinación es relativamente bajo ( $R^2=.66$ ).

La inestabilidad de la demanda de dinero no puede atribuirse a cambios en el desempeño de los mercados financieros puesto que durante el período en consideración, no hubo modificaciones importantes en los mismos. La cuenta capital permaneció abierta y no hubo cambios significativos en las características de intermediación financiera.

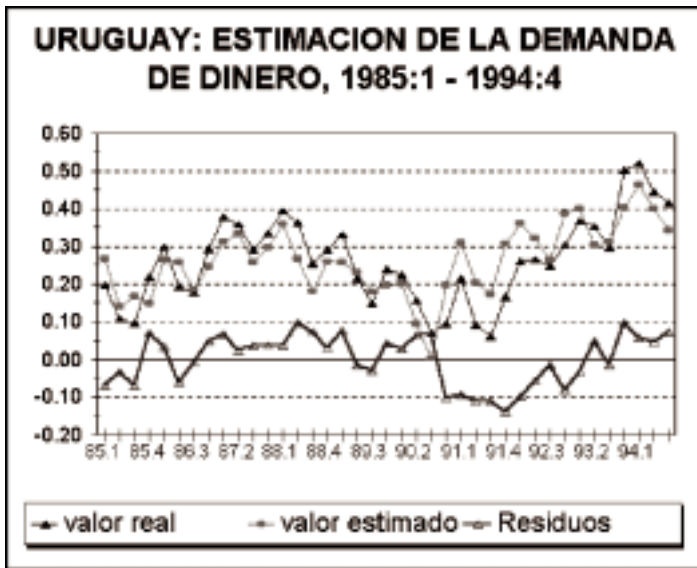
Tabla 5  
ESTIMACIONES MCO DE LA DEMANDA DE DINERO  
PROGRAMA DE DICIEMBRE DE 1990

Fila	Constante	Log PBI	Tasa de Inflación	Dummy Dic. 1990	Log M1/PC Rezagado	Tendencia temporal	Proxy del Ingreso Permanente	R2	S.E	SSR	D.W.	F
1	-0.779 (-1.308)	0.3 (2.338)	-1.657 (-5.363)					0.66	0.07	0.17	0.77	12.83
2	-1.898 (-5.053)	0.552 (6.783)	-1.477 (-8.102)	-0.137 (-8.012)				0.89	0.04	0.06	1.67	41.87
3	-0.869 (-2.201)	0.272 (2.867)	-0.926 (-4.638)	-0.065 (-2.931)	0.487 (4.136)			0.93	0.03	0.04	2.29	56.39
4	-1.6 (-2.157)	0.471 (2.460)	-1.493 (-7.960)	-0.139 (-7.708)		0.001 (0.468)		0.89	0.04	0.06	1.61	35.04
5	-2.704 (-6.001)		-1.527 (-9.043)	-0.142 (-8.699)			0.715 (-7.439)	0.90	0.04	0.05	1.62	47.51

Notas:  
1) Estadístico t en paréntesis  
2) Todas las regresiones incluyen variables dummies estacionales  
3) Período: 1985.1-1994.3, datos trimestrales

Mirando los valores reales, los valores estimados y los residuos correspondientes (ver Figura 10A), es fácilmente observable un período de sobreestimación consistente de los saldos reales al comienzo del programa de estabilización (especialmente durante 1991). Nuestro modelo de demanda de dinero sugiere que la caída de los saldos reales fue transitoria, y se revirtió hacia mediados de 1992. Similar comportamiento de los residuos se obtiene cuando se corre la regresión con la tasa de interés pasiva en moneda nacional en lugar de la tasa de inflación *ex-post* como *proxy* del costo de oportunidad del dinero.

**Figura 10A**



**Nota:** La variable dependiente de la regresión es el logaritmo de los saldos reales de dinero (M1/IPC). Como variables independientes se incluyen: el logaritmo del PBI, la tasa de inflación, una constante y variables dummies estacionales.

**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

La sobreestimación de los saldos reales de dinero en los primeros 18 meses del programa resulta sorprendente si consideramos la evidencia empírica presentada por Goldfeld (1976) para la economía de los Estados Unidos. Dicho autor encontró que cuando el ciclo económico en este país era al alza, los modelos convencionales tendían a subestimar la demanda real de dinero (es decir que la gente demandaba más dinero a la salida de una recesión de lo que cabría esperar de acuerdo al modelo). Dado que en

Uruguay el programa de estabilización indujo un boom inicial en la producción y el consumo (tras crecer a tasas en promedio inferiores al 1% anual entre 1988 y 1990, el PBI creció 3,2% en 1991 y 7,9% en 1992) habríamos esperado, de acuerdo con la evidencia de Goldfeld, una subestimación y no una sobreestimación de los saldos reales de dinero.

La economía del Uruguay parece haber experimentado un fenómeno con características similares al observado en varios países conocido como dinero desaparecido (*missing money*). Los modelos convencionales de demanda de dinero sistemáticamente predicen en exceso los saldos reales de dinero al comienzo del programa de diciembre de 1990. No obstante, a diferencia del fenómeno del dinero desaparecido, en el caso uruguayo se trata de un fenómeno reversible. Esta es otra razón para aducir que la sobreestimación de la demanda de dinero al principio del nuevo plan no puede deberse a innovaciones financieras, si entendemos este proceso como algo irreversible.

La sobreestimación de la demanda de dinero durante en los primeros 18 meses del plan de estabilización es provocado principalmente por un problema de medición de la variable de costo de oportunidad. Los errores de medición surgen debido al hecho de que estamos usando variables *proxies* en lugar de las verdadera variable teórica. En particular, nuestra hipótesis es que las expectativas de inflación fueron mayores que la inflación *ex-post*, la cual a su vez fue mayor que la inflación anunciada por el gobierno durante la primera etapa del programa. La falta de credibilidad en la meta inflacionaria del gobierno da cuenta del problema de sobreestimación sistemática de los saldos reales de dinero al comienzo del programa.

Para probar lo anterior seguimos un procedimiento similar al usado cuando analizamos la Tablita. Se procedió a introducir otra variable ficticia, que trata de captar la falta de credibilidad en la tasa de inflación anunciada por el gobierno al comienzo del programa. La misma toma el valor de 1 entre 1990.4 y 1992.2 y cero en el resto del período muestral. Los resultados de la introducción de la variable dummy se presentan en la fila 2 de la Tabla 5. Puede verse que la regresión mejoró significativamente en comparación con el caso original. En primer término, la función de demanda de dinero es estable de acuerdo con la prueba CUSUMQ. En segundo término, el coeficiente de determinación es mucho más elevado que en la ecuación original ( $R^2 = 0.85$ ). Finalmente, con la introducción de la variable ficticia, podemos rechazar la hipótesis de autocorrelación entre los resi-

duos.

Los resultados obtenidos aquí son pues consistentes con la idea de que al lanzarse el nuevo plan las expectativas de inflación presentaban una fuerte inercia. En otras palabras, el *efecto de anuncio* del nuevo programa fue de menor importancia. Las expectativas de inflación cayeron lentamente, y permanecieron por encima de los valores anunciados por el gobierno. Pese al compromiso del gobierno, los agentes económicos pronosticaron una tasa de inflación elevada, y por ende, demandaron menores saldos reales para evitar el impuesto inflacionario. Puesto que la inflación *ex-post* fue más elevada que la inflación anunciada, concluimos que la gente no creía en la meta de inflación del gobierno. Los resultados por lo tanto apoyan nuestra conclusión de la falta parcial de credibilidad en el anuncio de política durante los primeros 18 meses del programa. A partir de mediados de 1992 los residuos estimados comienzan a ser positivos y a mostrar una cierta tendencia ascendente, lo que estaría indicando que el plan fue ganando credibilidad con el tiempo. Se podría concluir que el *efecto de implementación* de este plan fue importante: a medida que el programa se fue consolidando y las metas se fueron cumpliendo la credibilidad de la política de estabilización fue en aumento.

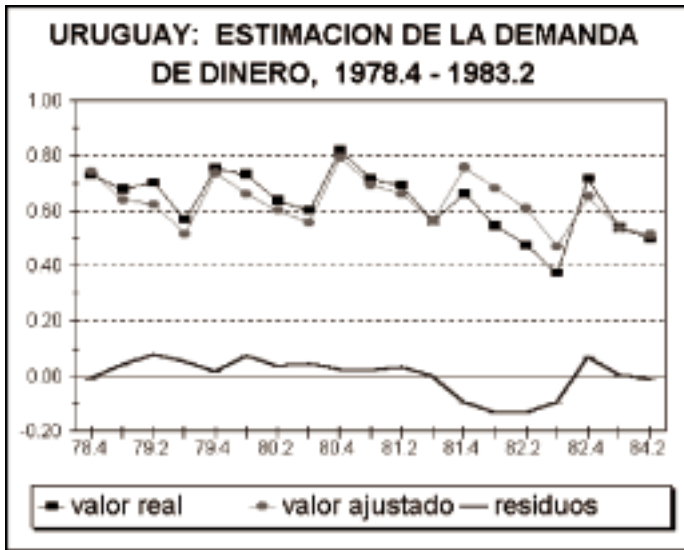
### **Robustez de los Resultados**

Se estudió la robustez de los resultados respecto de varias especificaciones alternativas:

a) La función de demanda de dinero se estimó para otros períodos. Siempre se obtienen residuos negativos hacia el final de la Tablita (usando la tasa de interés doméstica como variable de costo de oportunidad) y el comienzo del programa de la administración Lacalle (usando la tasa de inflación o la tasa de interés). La demanda de dinero estimada, la demanda real y los residuos correspondientes para los períodos 1978.1 - 1983.2 y 1988.4 - 1995.1 aparecen en la Figura 9B y 10B.



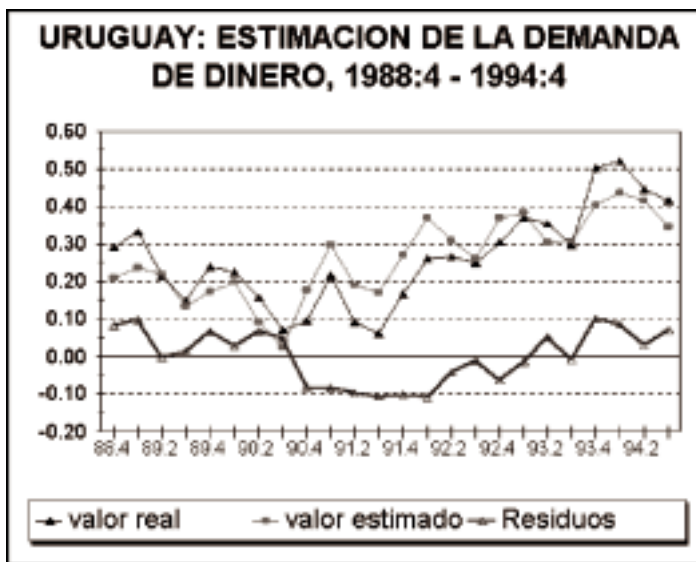
**Figura 9B**



**Nota:** idem Figura 9A.

**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

**Figura10B**



**Nota:** idem Figura 10A.

**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

b) Incorporamos luego un mecanismo de ajuste parcial en el modelo a través de la introducción de una variable dependiente rezagada como un regresor adicional (ver fila 7 de la Tabla 4 y fila 3 de la Tabla 5). Esto mejoró el ajuste general del modelo. Los principales resultados mencionados arriba se mantienen. Las variables ficticias son todavía significativas a un nivel de 1%, y tienen el signo correcto. Parece haber evidencias de un ajuste rezagado en el mercado de dinero con una velocidad de ajuste igual a 0.5 en ambos períodos.

c) Las funciones de demanda de dinero se estimaron con varias versiones de expectativas de inflación. En particular, se probó un promedio ponderado de los últimos 4 períodos con ponderaciones decrecientes<sup>14</sup>. También se estimó una representación autorregresiva de cuarto orden para la tasa de inflación y luego se usó el valor proyectado por dicha regresión como un sustituto del costo de oportunidad de tener dinero. En el período de la Tablita, el coeficiente de la variable que representa la expectativas respecto a la tasa de inflación aparece siempre con el signo equivocado. En la estabilización de diciembre de 1990, si bien se obtiene el signo correcto, resulta que en todos los casos la función de demanda de dinero sistemáticamente predice en exceso los saldos reales de dinero al comienzo del programa (los residuos estimados son siempre negativos y altamente correlacionados).

d) Agregamos un componente de tendencia como forma de captar los efectos posibles de las innovaciones financieras. El coeficiente estimado de la tendencia resultó ser estadísticamente insignificante y no se mejoró el desempeño global del modelo (ver fila 8 de la Tabla 4 y fila 4 de la Tabla 5).

e) Para testear la posibilidad de que la especificación de la variable de escala hubiera afectado los resultados durante estos períodos, utilizamos una medida de ingreso permanente en lugar del ingreso corriente. Nuestra estimación para el ingreso permanente,  $y^p$ , fue el valor proyectado del ingreso corriente en un modelo autorregresivo de dos períodos de PBI que también incluía una variable de tendencia. La inclusión de la variable *proxy* del ingreso permanente mejora el ajuste general del modelo (ver fila 9 de Tabla 4 y fila 5 de Tabla 5). La elasticidad ingreso de la demanda de dinero aumenta a 0,72 (Tablita) y a 0,85 (programa de diciembre de 1990).

---

14 La especificación usada fue  $\pi_t^e = .4\pi_t + .3\pi_{t-1} + .2\pi_{t-2} + .1\pi_{t-3}$ .

El principal resultado encontrado anteriormente, es decir, la de falta de credibilidad en la política de la autoridad monetaria al final de la Tablita y al principio del programa del Dr. Lacalle continúa verificándose: ambas variables dummies son significativas a un nivel de 1%.

f) Para testear la eventual endogeneidad conjunta de la cantidad real de dinero, el producto real y las tasas de interés o inflación, hemos vuelto a estimar la demanda de dinero usando estimación mínimo cuadrática en 2 etapas (MC2E). Los instrumentos usados fueron valores rezagados de las variables independientes. No encontramos ningún cambio significativo en las estimaciones de los coeficientes ni en su nivel de significación.

### **III.3 EFECTOS DE CREDIBILIDAD EN EL MERCADO DE BIENES**

Los dos primeros indicadores (el diferencial ajustado de tasas de interés y el comportamiento de los residuos que provienen de la estimación de la demanda real de dinero) nos han proporcionado evidencia de los efectos de credibilidad de los programas de estabilización en el mercado financiero y en el mercado monetario. En esta sección, utilizaremos un enfoque totalmente distinto para testear los efectos de credibilidad en el mercado de bienes. En particular, investigaremos las implicaciones de la falta de credibilidad para la dinámica de la tasa de inflación.

Si la tasa de inflación fuera determinara únicamente por las expectativas de los agentes económicos, una forma directa de medir la credibilidad de una política de estabilización sería simplemente comparando la tasa de inflación anunciada por el gobierno con los valores realizados de esa variable. Un programa enteramente creíble llevaría a los agentes económicos a fijar precios y salarios de acuerdo a las metas oficiales. La transición hacia la estabilidad de precios sería inmediata. Por el contrario, si el sector privado no está convencido de que el gobierno se adherirá a las políticas anunciadas, los precios de los productos y los salarios que se fijen hoy incluirán una expectativa de inflación futura más elevada y por lo tanto, surgirá una divergencia entre la senda de desinflación anunciada por el gobierno y la evolución real de la inflación.

El problema del razonamiento anterior es que, si bien esa divergencia puede ser atribuida al hecho de que el sector privado alberga expectativas inflacionarias más elevadas que las metas anunciadas por el Gobierno,

la divergencia también puede ser atribuible a otros factores que también influyen en la dinámica de la inflación, como por ejemplo, los shocks externos, los cambios en las políticas salariales, de tarifas públicas, etc. La comparación de las metas anunciadas de inflación y los valores reales no permite distinguir entre los diferentes factores que provocaron la divergencia. Lamentablemente, sobre la base de esta comparación no podemos evaluar en que medida las expectativas de inflación fueron afectadas por el compromiso del gobierno. Se requiere por tanto de un marco conceptual que incorpore otros elementos en la determinación de la tasa de inflación. A continuación construiremos un modelo donde poder estudiar de manera más sistemática los efectos de credibilidad en el mercado de bienes.

### Un Modelo de Credibilidad y Persistencia Inflacionaria

A continuación se formaliza un simple modelo de dos sectores - transables y no transables - que permite establecer claramente la vinculación entre el grado de credibilidad en la política cambiaria y el grado de persistencia de la inflación. El modelo se basa en una versión simplificada del desarrollado en Masoller (1995). El mismo esta compuesto de las siguientes ecuaciones:

$$\hat{P}_t = \alpha \hat{P}_{Tt} + (1-\alpha) \hat{P}_{Nt} \quad (3.1)$$

$$N_D \left( \frac{P_{Nt}}{P_{Tt}} ; y_t ; \vartheta_t \right) = N_S \left( \frac{W_t}{P_{Nt}} ; \varsigma_t \right) \quad (3.2)$$

$$\hat{P}_{Tt} = \hat{S}_t^e \quad (3.3)$$

$$\hat{W}_t = \gamma \hat{P}_{t-1} + (1-\gamma) \hat{P}_t^e \quad (3.4)$$

De acuerdo con la ecuación (3.1), la tasa de inflación es un promedio ponderado de la tasa de crecimiento de los precios de los bienes transables y no transables. La Ecuación (3.2) es la condición de equilibrio en el mercado de bienes no transables. La demanda de los no transables depende del precio relativo, del ingreso real y de un shock aleatorio. La oferta de bienes no transables depende del salario real en términos de bienes no transables y de otro shock aleatorio independiente del anterior. La ecuación (3.3) dice

que la tasa de crecimiento de los precios de los transables es igual a la tasa de devaluación esperada (hemos normalizado la inflación internacional a cero). Finalmente, la ecuación (3.4) es una regla de indexación de salarios donde  $\alpha$  es el grado de indexación.

La introducción de las expectativas de devaluación e inflación en las ecuaciones (3.3) y (3.4) permite que los efectos de credibilidad incidan en la trayectoria de la inflación. La credibilidad de una política de estabilización afectará la senda de la inflación solamente si las expectativas de los agentes económicos tienen relación con el futuro y si, además, las mismas responden a los compromisos de política que se perciben como creíbles.

Supongamos que el gobierno anuncia la siguiente regla cambiaria:

$$\hat{S}_t = \phi_F \hat{P}_{t-1} \quad (3.5)$$

donde  $\phi_F$  es el grado de acomodación del tipo de cambio respecto a la inflación del período anterior. En este modelo, la política de estabilización se basa en el preanuncio de una tasa de devaluación decreciente, la cual se calcula como un coeficiente fijo de la tasa de inflación del período anterior. Para que el plan tenga sentido,  $\phi_F$  debe ser menor que uno. Obsérvese que si  $\phi_F$  es igual a cero, la política de estabilización consiste en la fijación del tipo de cambio nominal.

En condiciones de completa credibilidad en la regla cambiaria (es decir cuando  $\hat{S}_t^e = \phi_F \hat{P}_{t-1}$ ) la dinámica de la tasa de inflación viene dada por el siguiente proceso autorregresivo de primer orden:

$$\hat{P}_t = \beta_F \hat{P}_{t-1} + \xi_t \quad (3.6)$$

donde  $\xi$  es un término de error que combina los shocks de oferta y demanda y,

$$\beta_F = b_1 + b_2 \phi_F$$

$$b_1 = \frac{(1-\alpha)(1-\delta)\epsilon\gamma}{\eta + \epsilon(1-\delta)(1-\psi) - (1-\alpha)(1-\delta)(1-\gamma)}$$

$$b_2 = \frac{\eta + \alpha\varepsilon(1-\delta) + \delta\varepsilon\psi}{\eta + \varepsilon(1-\delta)(1-\psi) - (1-\alpha)(1-\delta)(1-\gamma)}$$

donde  $\beta_F$  es el parámetro que mide el grado de persistencia inflacionaria en la economía. El grado de inercia está determinado por el coeficiente de acomodación del tipo de cambio,  $\phi_F$ , el grado de indexación de los salarios,  $\gamma$ , la elasticidad ingreso de la demanda de no transables,  $\delta$  ( $0 < \delta < 1$ ), la elasticidad precio de la demanda de no transables,  $\eta$  ( $\eta < 0$ ), la elasticidad de la oferta de no transables respecto al salario real,  $\varepsilon$  ( $\varepsilon < 0$ ), la participación de la producción de transables en el total del producto,  $\psi$ , y la ponderación de los bienes transables en el índice general de precios,  $\alpha$ .<sup>15</sup> Es de destacar que si no existiera indexación salarial (es decir, si  $\gamma=0$ ) la dinámica de la inflación se simplificaría enormemente y evolucionaría de la siguiente manera:

$$\hat{P}_t = \phi_F \hat{P}_{t-1} + \varepsilon'_t$$

En este caso particular, si un programa fuera totalmente creído, bastaría con fijar el tipo de cambio ( $\phi_F = 0$ ) para poder estabilizar completamente el nivel general de precios.

Ahora es posible introducir la falta de credibilidad en la política cambiaria. Supongamos que los agentes económicos esperan un colapso del régimen cambiario y una realineación del tipo de cambio. El público asigna una probabilidad positiva ( $1-\sigma_t$ ) al evento "crisis", es decir, a una devaluación más elevada que la anunciada por el gobierno. En ese caso, la tasa de devaluación esperada puede escribirse como,

$$\hat{S}_t^e = \sigma_t \phi_F \hat{P}_{t-1} + (1-\sigma_t) \hat{S}_t^c \quad (3.7)$$

donde  $\hat{S}_t^c$  representa la tasa esperada de devaluación en el período  $t$  si el gobierno interrumpe el programa. Nótese que, en el mercado de trabajo, la expectativa de realineación afecta el contrato salarial (definido en la ecuación (3.4)) a través de la modificando de la inflación esperada. Expresando la tasa de devaluación en caso de colapso,  $\hat{S}_t^c$ , como un coeficiente del

15 Para obtener este resultado se ha asumido que la elasticidad de la oferta de bienes respecto al salario real,  $\varepsilon$ , es igual en ambos sectores.

ajuste,  $\phi_t^c$ , de la inflación rezagada (con  $\phi_t^c > \phi_F$ ), y reordenando los términos, obtenemos:

$$\hat{S}_t^c = [(\sigma_t \phi_F + (1 - \sigma_t) \phi_t^c)] \hat{P}_{t-1} \quad (3.8)$$

Finalmente, combinando (3.8) con (3.3), y solucionando el modelo para la dinámica de la tasa de inflación en caso de falta de credibilidad:

$$\hat{P}_t = \beta_L \hat{P}_{t-1} + \xi_t^* \quad (3.9)$$

donde,

$$\beta_L = b_1 + b_2 [(\sigma_t \phi_F + (1 - \sigma_t) \phi_t^c)]$$

El grado de inercia en la economía cuando hay problemas de credibilidad,  $\beta_L$ , depende no solamente del grado de indexación salarial,  $\gamma$ , del coeficiente de acomodación del tipo de cambio,  $\phi_F$ , de las elasticidades involucradas  $\delta, \eta$ , y  $\epsilon$ , y de las ponderaciones  $\psi$  y  $\alpha$ , sino también de la probabilidad subjetiva de que el gobierno pueda mantener el programa,  $\sigma_t$ , y del tamaño esperado de la devaluación en caso de crisis,  $\phi_t^c$ . Se puede constatar fácilmente que:

$$\frac{\delta \beta_L}{\delta \sigma_t} < 0 \quad \frac{\delta \beta_L}{\delta \phi_t^c} > 0$$

El grado de inercia en la economía aumentará si crece la probabilidad de caída del régimen cambiario,  $1 - \sigma$ , o el tamaño esperado de la devaluación en caso de crisis,  $\phi^c$ . Se demuestra por lo tanto que la persistencia de la inflación resulta no solamente de factores indexatorios al pasado sino también de la falta de credibilidad en las políticas de desinflación.

Nótese que la especificación de la tasa de inflación que surge de este modelo (ecuación (3.9)) nos permite distinguir entre el *efecto de anuncio* y el *efecto de implementación* del nuevo programa. En el primer caso, estudiamos el efecto inmediato sobre la tasa de inflación que ocurre cuando se anuncia el cambio de política. En el segundo caso, estudiamos los cambios en la dinámica de la tasa de inflación durante el intento de estabilización. Si la política de tipo de cambio anunciada es totalmente creíble desde el comienzo, observaríamos un quiebre estructural en el comportamiento de la

inflación. El quiebre debería ocurrir en el momento en que se adopta el ancla nominal. A partir de ese momento, el coeficiente de la tasa de inflación rezagada de la ecuación (3.9) debería ser inferior al correspondiente al período anterior a la estabilización, reflejando la reducción en el grado de acomodación del tipo de cambio. Si, por el contrario, el ancla nominal inicialmente carece de credibilidad, y el público tiene dudas respecto a si gobierno mantendrá su compromiso, el grado estimado de inercia en la ecuación (3.9) no se verá significativamente afectado por la adopción del plan de estabilización. El *efecto de anuncio* en este caso sería irrelevante. De manera similar, si un plan que al momento de lanzarse era muy poco creíble comienza poco a poco a ganar credibilidad, entonces a medida que el plan se consolida observáramos un descenso en el grado de inercia inflacionaria en la economía. En este caso, el *efecto de implementación* sería importante.

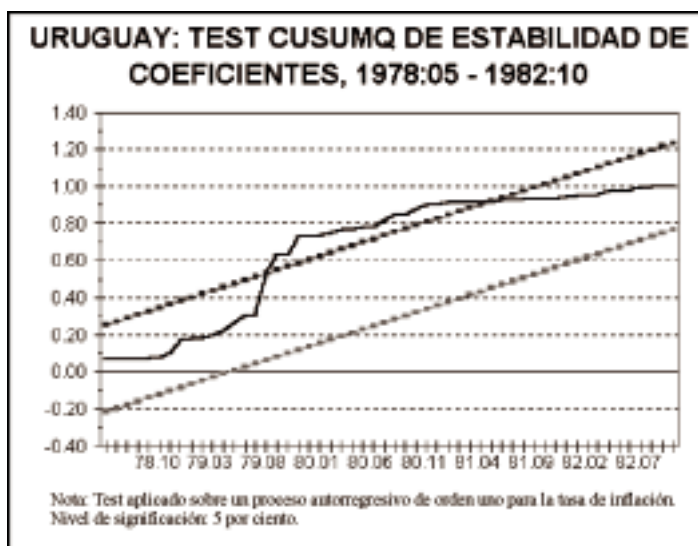
La principal implicancia que surge del modelo es que, dejando constantes otros factores (fundamentalmente el grado de indexación salarial), cuanto mayor sea la credibilidad de la política cambiaria menor será la persistencia de la inflación.

### **Implementación Empírica del Modelo**

En esta sección empleamos el modelo derivado anteriormente para investigar empíricamente si los efectos de credibilidad han afectado la inercia inflacionaria durante los programas de estabilización. Nuestro análisis se basa en el comportamiento del coeficiente asociado a la inflación rezagada en un proceso autorregresivo de primer orden (el parámetro de la ecuación (3.9)). En términos del modelo presentado más arriba, este coeficiente puede ser interpretado como una medida del grado de inercia en la economía. El primer paso en la investigación es, por lo tanto, probar que efectivamente hubo cambios en el grado de persistencia de la inflación durante los intentos de desinflación. Para ello se procedió a testear la estabilidad de la ecuación autorregresiva de la tasa de inflación. Se trabajó con datos mensuales de inflación para los períodos 1978-1982 y 1990-1995. Las Figuras 11A y 11B presentan los residuos recursivos que surgen del test CUSUMQ. Como es sabido, los valores que caen fuera de los límites críticos implican la inestabilidad estructural de la ecuación. Se encontró que el proceso autoregresivo era inestable durante los dos programas de desinflación. El rechazo de la hipótesis de estabilidad nos abre las puertas para testear si los efectos de credibilidad afectaron la inercia inflacionaria durante estos períodos.

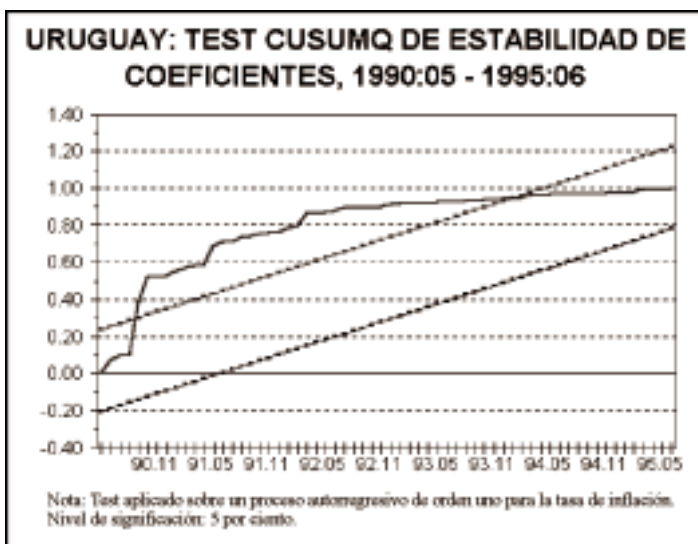


Figura 11A



**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

Figura 11B



**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

## Una breve revisión de la literatura

Si bien en la literatura han existido considerables desarrollos teóricos que establecen el vínculo entre la falta de credibilidad y la inercia inflacionaria, han existido pocos intentos empíricos de testear esta relación. A continuación se pasa revista a un par de artículos que, por sus características, se relacionan con el nuestro.

En un trabajo sobre regímenes cambiarios e inercia inflacionaria para Chile, México y Venezuela, Edwards (1993) corre una regresión del tipo:

$$\pi_t = b_0 + b_1\pi_{t-1} + b_2(D\pi_{t-1}) + b_3\pi_{t-1}^* + b_4\hat{Z}_{t-1} + \mu_t$$

donde  $\pi$  es la tasa de inflación doméstica,  $\pi^*$  es la tasa de inflación mundial,  $\hat{Z}$  es un índice de presión de demanda (en el caso de Chile es la tasa de crecimiento real del crédito doméstico) y  $D$  es una variable dummy que toma el valor uno durante el período de tipo de cambio fijo, y que interactúa con el coeficiente de la inflación rezagada para permitir una reducción de la inercia debido a la fijación del tipo de cambio. A partir de los resultados de la estimación, Edwards concluye que la economía chilena mostró una inercia considerable durante este período. También encuentra que el coeficiente de inflación rezagada no descendió luego de la fijación del tipo de cambio. Esto indica, de acuerdo con Edwards, que la implementación de la regla para el tipo de cambio en el período 1978-79 no alteró el grado de inercia inflacionaria en Chile.

La principal debilidad que encontramos en la metodología utilizada por este autor para evaluar el efecto del programa de estabilización (es decir, probar la significación de la variable dummy que interactúa con el coeficiente de inflación rezagada) es que este método no permite un cambio gradual de la credibilidad de la política cambiaria. Se testea únicamente el *efecto de anuncio* y se deja de lado el *efecto de implementación*. En economías con elevada inflación, por ejemplo, uno no esperaría que la ecuación de inflación captara el cambio de régimen que se produce con la adopción del nuevo plan. Esto es particularmente cierto para los países en donde se ha verificado un número importante de planes fracasados en el pasado. En esos casos, los agentes económicos no ajustan sus expectativas de inflación inmediatamente, y seguirá por tanto existiendo un alto grado de inercia inflacionaria.

Creemos que el uso de un coeficiente de inercia que varía en el tiempo es una especificación más adecuada. En este trabajo, por tanto, usamos un procedimiento basado en el filtro de Kalman para probar los efectos de credibilidad en el mercado de bienes.<sup>16</sup> El método permite que el coeficiente de inflación rezagada cambie gradualmente y no salte instantáneamente de los viejos a los nuevos valores cuando se lanza el programa de estabilización. Se trata pues de tomar en cuenta la posibilidad de un cambio gradual en las expectativas de inflación, un caso particularmente útil en países de inflación crónica donde la credibilidad de las políticas de desinflación se construye a lo largo del tiempo.

Una segunda debilidad del método de Edward es que no distingue entre los diferentes factores que influyen sobre la persistencia de la inflación. Por ejemplo, si ocurriera un cambio en el grado de indexación salarial conjuntamente con la desinflación, la caída en el grado de inercia en la economía se debería en parte a la nueva política salarial. Si no tomamos en cuenta este hecho, podemos concluir que ocurrió un efecto de credibilidad positivo. Así pues, la falta de control por otros factores que afectan la inercia puede llevar a resultados confusos al momento de evaluar la credibilidad de un programa. En este trabajo, se ha desarrollado un método que trata de resolver este problema, aislando el efecto de la credibilidad en la dinámica de la inflación. Así pues, controlando por otros factores que influyen en la inercia, podremos evaluar el papel de las expectativas en los programas de estabilización.

Otro trabajo que trata de medir efectos de credibilidad en el mercado de bienes es el de Agénor y Taylor (1992). Estos autores buscaron medir la credibilidad del plan Cruzado en Brasil (1986-1987). Para ello usaron el componente transitorio de la prima pagada por el mercado paralelo del tipo de cambio (CTPMP) como *proxy* del grado de credibilidad del plan de

---

<sup>16</sup> El filtro de Kalman es una técnica econométrica que sigue un proceso en dos etapas para estimar coeficientes que varían con el tiempo. Primero, en el momento  $t$ , se forma un predictor óptimo para la variable dependiente, usando toda la información disponible hasta el momento  $t$  inclusive. En la segunda etapa, el error de pronóstico se utiliza para modificar el coeficiente, y se usa nueva información para generar nuevas predicciones en el momento  $t+1$  para el momento  $t+2$ . Intuitivamente, el filtro de Kalman puede ser descrito como el descuento óptimo de los datos pasados para encontrar el mejor predictor de un período hacia adelante. Descripciones detalladas del filtro de Kalman aparecen en Pagan (1980), Harvey (1989) y Chow (1984).

estabilización. Calcularon el componente transitorio de la prima como el residuo estimado,  $\hat{u}_t$ , que proviene de la regresión:

$$\rho_t = z_t \delta + u_t$$

donde  $\rho$  es la prima del mercado paralelo (PMP),  $z$  es el vector de "fundamentos" y  $\delta$  es el vector de parámetros. Las variables consideradas como "fundamentos" fueron: la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero, los cambios en el producto, las tasas de inflación nacional y extranjera, y la tasa de depreciación del tipo de cambio oficial. La falta de datos mensuales les impidió usar otras variables como el déficit del sector público. Luego Agénor y Taylor estimaron un proceso autoregresivo para la inflación con parámetros que variaban en función del CTPMP. Encontraron que el CTPMP y no la PMP era estadísticamente significativo para explicar los efectos de credibilidad sobre la persistencia de la inflación.

La principal crítica del método de Agénor y Taylor es que la descomposición de la variable observable, en este caso la PMP, en componentes transitorios y permanentes depende de la elección de los fundamentos,  $z$ . Como los mismos autores reconocen, hay una falta inherente de unicidad en usar esta descomposición. Además, creemos que tiene más sentido económico usar la totalidad de la PMP como un sustituto de la credibilidad.

### **Un procedimiento alternativo para testear efectos de credibilidad en el mercado de bienes**

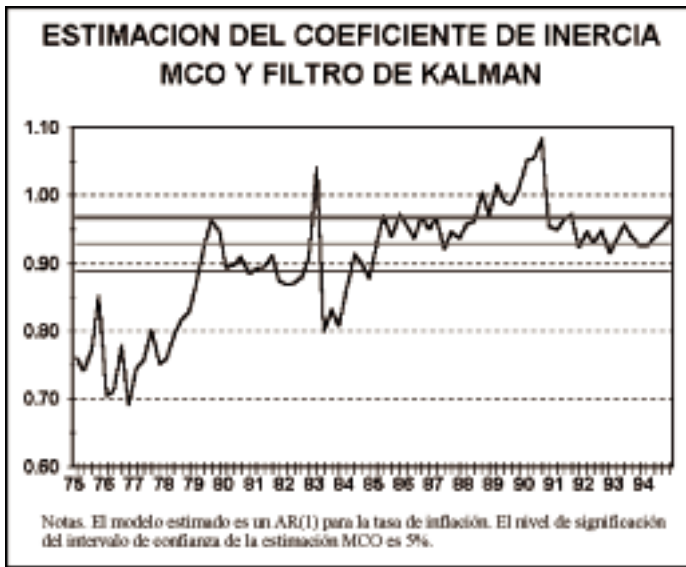
Presentamos ahora un procedimiento de tres etapas que es menos vulnerable a algunas de las críticas de los métodos descritos más arriba. En una primera etapa, siguiendo a Agénor y Taylor estimamos los cambios en el grado de inercia en el economía. Luego, nos construimos un índice de credibilidad basados en un conjunto de variables macroeconómicas que, de acuerdo a la teoría económica, están estrechamente vinculadas a la credibilidad de las políticas económicas. Finalmente, tratamos de relacionar los cambios en la inercia de la economía a nuestro indicador de credibilidad a través de un análisis de regresión.

Con la ayuda del filtro de Kalman se realizó una estimación del coeficiente de inercia de la economía. Se usaron datos trimestrales para el período 1974.I a 1995.I. La ecuación estimada fue de la forma:

$$\hat{P}_t = \beta_t \hat{P}_{t-1} + \varepsilon_t$$

La evolución en el tiempo de la estimación de  $\beta_t$ , que es la medida de inercia de acuerdo con el modelo desarrollado más arriba, se grafica en la Figura 12. Para evaluar si la variabilidad del coeficiente es importante, se muestra también la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y el intervalo de confianza para la estimación MCO calculado con un nivel de significación del 5%. Dado que la estimación del filtro de Kalman cae fuera de los límites del intervalo de confianza, se puede concluir que la variación es mayor que la tolerable bajo la hipótesis de coeficiente constante. La Figura 12 confirma pues los resultados alcanzados con el test de estabilidad CUSUMQ. Nuevamente, rechazamos la hipótesis de estabilidad, esta vez para la totalidad del período 1974 - 1995.

**Figura 12**



**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

Los resultados de la estimación sugieren que, al comienzo de la Tablita, la inercia evolucionó en forma opuesta a lo que cabría esperar después del lanzamiento de un plan de estabilización basado en el tipo de cambio. La inercia aumentó fuertemente al comienzo del programa, luego descendió durante 1980-81 y finalmente volvió a crecer en 1982. El pico

alcanzado en el cuarto trimestre de ese año se debe fundamentalmente a la devaluación ocurrida tras la ruptura de la Tablita. En el programa adoptado por la administración Lacalle, por otro lado, se verificó una importante caída de la inercia al comienzo del plan. El grado de inercia continuó cayendo, pero en forma menos pronunciada hasta mediados de 1992. En los meses siguientes, si bien se constatan considerables variaciones del coeficiente de inercia, las mismas se compensan en promedio, por lo que el grado de persistencia inflacionaria no se modificó en lo sustancial.

El primer paso de nuestro procedimiento no dice nada acerca del papel de las expectativas en la dinámica de la inflación. Para determinar si los cambios en el grado de persistencia están relacionados con los cambios en las expectativas de los agentes económicos inducidos por los programas de estabilización, en la segunda etapa del procedimiento construimos un índice de credibilidad a partir de un conjunto de indicadores. Luego, en la tercer etapa, probamos si este índice es una variable explicativa significativa en una regresión lineal que explique el grado de inercia en la economía.

Se utilizó la técnica de componentes principales para construir el índice de credibilidad<sup>17</sup>. La justificación económica de este procedimiento radica en que los agentes económicos no miran solamente una variable para realizar pronósticos acerca de los resultados de una política en particular. De hecho, los agentes usan diversos indicadores. El introducir todos ellos como variables independientes en el modelo puede provocar problemas de multicolinealidad y una importante pérdida de grados de libertad. Este es un punto crítico puesto que estamos trabajando con un número pequeño de observaciones.

Siguiendo la teoría económica reciente sobre ataques especulativos, se eligieron tres variables para integrar el índice de credibilidad. La primera variable, VRESINT, representa las variaciones trimestrales en las reservas internacionales del BCU. Valores negativos de esta variable significan

---

17 El propósito esencial de esta técnica es describir las relaciones de covarianza entre varias variables en términos de unas pocas vectores no observables llamados componentes principales. Si una cantidad considerable de la varianza total entre  $p$  variables puede atribuirse al primer componente principal, entonces este componente puede reemplazar las  $p$  variables originales sin mucha pérdida de información. Cuanto más elevado sea el nivel de co-movimiento entre las variables originales, menor será el número de componentes principales que se necesitarán para explicar una gran porción de la varianza total.

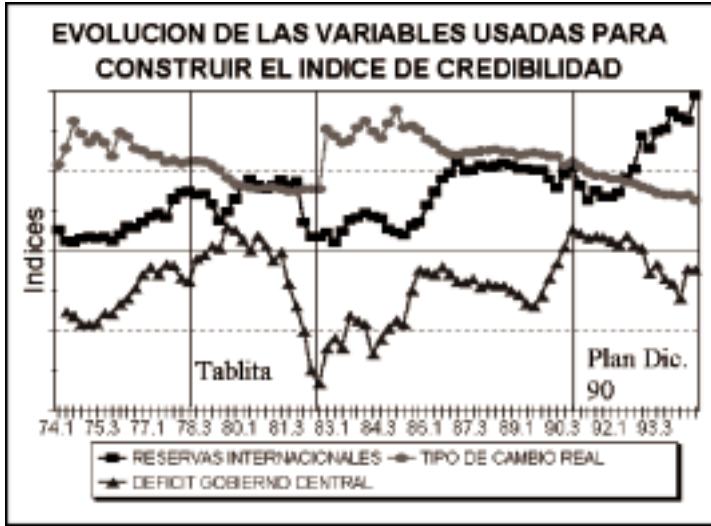
que la autoridad monetaria está perdiendo reservas y, por lo tanto, es menos capaz de defender una meta de tipo de cambio. La segunda variable, DEFGOV, es el déficit trimestral del gobierno, medido en términos reales.<sup>18</sup> Esta variable está destinada a captar el estado de las cuentas públicas. Valores negativos elevados deberían indicar políticas menos sostenibles en el largo plazo. La variable también puede ser interpretada como una medida de la severidad de las necesidades financieras del gobierno. Finalmente, nuestro tercer indicador de credibilidad, TCR, es el tipo de cambio real.<sup>19</sup> Niveles bajos deberían indicar una pérdida de competitividad externa y, por lo tanto, el público esperaría un realineamiento del tipo de cambio nominal en algún momento en el futuro para restablecer el equilibrio externo. El comportamiento de estas tres variables aparece en la Figura 13. Es importante destacar que, en el análisis de componentes principales, las variables VRESINT y DEFGOV fueron introducidas con un rezago. Esta decisión se basó en el hecho que, en Uruguay, los datos relativos a estas variables están disponibles al público con una demora considerable.

---

18 No se cuenta con información trimestral consolidada del déficit total del sector público por lo que se ha trabajado con el resultado financiero del gobierno central. Estos últimos datos se encuentran a disposición del público, en tanto que la información correspondiente al déficit global del sector público es de carácter más reservado (no se publica en el boletín estadístico del BCU). Por lo anterior, y a los efectos de este estudio, nos parece más razonable incluir los datos correspondientes al gobierno central en el indicador de credibilidad.

19 El tipo de cambio real se calculó vis-a-vis los Estados Unidos. Si bien una medida de TCR basada en los principales socios comerciales es una medida más adecuada para medir la competitividad externa, a los efectos del análisis de credibilidad el TCR bilateral con Estados Unidos se considera un indicador más adecuada.

Figura 13



**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

Construimos los componentes principales para dos períodos: 1978.I a 1982.III y 1990.I a 1995.I. De acuerdo a la Tabla 6, el primer componente principal, que es interpretado como un índice de credibilidad, explica el 43% de la variabilidad total, mientras que el segundo componente principal explica un 25% adicional de la variación.<sup>20</sup>

<sup>20</sup> Aunque el poder explicativo de los componentes es relativamente pequeño debido a las bajas correlaciones entre las variables consideradas, no consideramos que esto sea una limitación importante del análisis. El bajo porcentaje de varianza total explicada por el primer componente refleja el hecho que los indicadores elegidos evolucionaron en direcciones opuestas durante algunos sub-períodos.



**Tabla 6**  
**Análisis de Componentes Principales**

**Período: 1978:1 - 1982:3**

COMPONENTE	NOMBRE	R2 ACUMULATIVO
1	P1	0.413
2	P2	0.790
3	P3	1.000

**Período: 1990:1 - 1994:4**

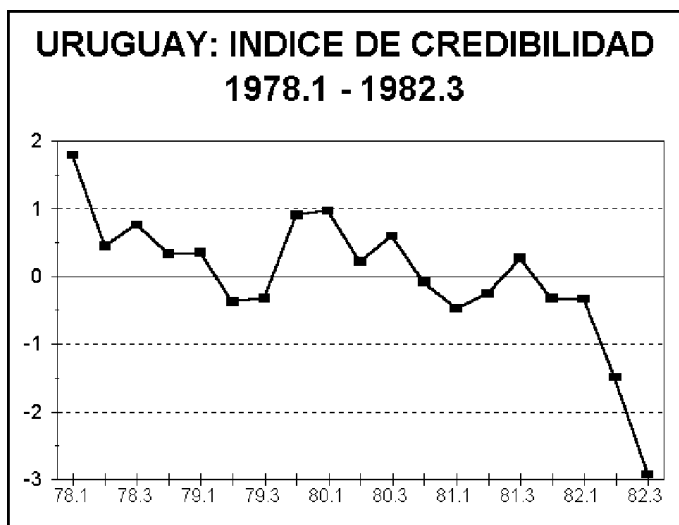
COMPONENTE	NOMBRE	R2 ACUMULATIVO
1	P1	0.423
2	P2	0.740
3	P3	1.000

**Notas:** R El estadístico R cuadrado acumulativo indica el porcentaje de la varianza de la serie original explicada por el primer componente principal, los dos componentes principales, etc. Las variables usadas en el análisis fueron: VRESINT, DEFGOV y TCR.

**Fuente:** Cálculos propios del autor usando datos del Banco Central del Uruguay

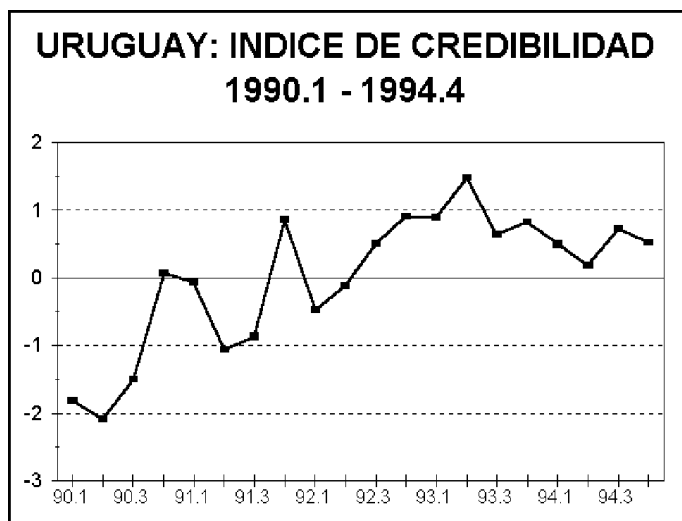
Las Figuras 14A y 14B representan el comportamiento del índice de credibilidad, que por construcción está correlacionado con las series observadas, VRESINT, DEFGOV y TCR. En el período de la Tablita, el índice muestra una credibilidad relativamente alta al comienzo del programa, explicada por la adopción de medidas fiscales en los años anteriores y por el nivel del tipo de cambio real. El indicador se mantiene en un rango medio durante la mayor parte del programa, y luego cae estrepitosamente hacia el fin del programa (especialmente en el segundo y tercer trimestres de 1982). La caída se explica por el efecto combinado de un déficit fiscal explosivo, un nivel muy bajo de tipo de cambio real y por las fuertes pérdidas de reservas internacionales.

Figura 14A



**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

Figura 14B



**Fuente:** elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay

La evolución del índice de credibilidad en el programa implementado por la administración Lacalle es totalmente diferente. Parte de niveles bajos a principios de 1990, reflejo de la falta de credibilidad provocada especialmente por una situación fiscal que se percibía como muy frágil. Luego el índice va aumentando a lo largo del tiempo, lo cual estaría mostrando un proceso lento pero sostenido de construcción de credibilidad basado fundamentalmente en la mejora en la situación fiscal y en las ganancias de reservas internacionales.

Para probar la existencia de un efecto de credibilidad en el comportamiento de la inflación, examinamos la relación entre la estimación del coeficientes de persistencia inflacionaria,  $\beta_t$ , y el índice de credibilidad, IC. La siguiente ecuación general fue estimada por mínimos cuadrados ordinarios para ambos períodos:

$$\beta_t = \delta_0 + \delta_1\beta_{t-1} + \delta_2z_t + \delta_3IC_t + \varepsilon_t$$

donde  $z_t$  representa un conjunto de variables adicionales que también pueden haber influido sobre la inercia inflacionaria durante los períodos de estabilización.

El modelo teórico desarrollado en la última sección sugiere que la estimación resultante de  $\delta_3$  debe ser negativa: cuanto más elevada es la credibilidad del plan de estabilización, más bajo es el grado de inercia en la economía. Aunque este procedimiento no permite una interpretación precisa del tamaño de  $\delta_3$ , lo que realmente importa es su signo.

Como mencionamos anteriormente, una de las ventajas de este procedimiento es que permite controlar por otros factores que pueden también influir sobre el grado de inercia. Ahora discutimos brevemente la racionalidad detrás de la inclusión de las variables independientes adicionales en cada una de las regresiones.

En la regresión correspondiente al período de la Tablita incluimos dos variables adicionales: NASA y DPBITEN. La primer variable corresponde al número de ajustes salariales por año. Esta variable trata de representar el alargamiento de los intervalos de indexación de salarios que ocurrió durante ese programa. Al comienzo del plan de estabilización de 1978 los salarios nominales se ajustaban bimensualmente. En 1979, se pasó a ajustes trimestrales. En 1980, los aumentos ocurrieron cada 4 meses. En

1981, el gobierno decretó ajustes semestrales. Finalmente, durante 1982 los salarios se ajustaron una única vez a comienzos del año. Es sabido que una política de ajustes salariales menos frecuentes desacelera el ritmo inflacionario. En términos del modelo mencionado, el impacto de alargar los intervalos de ajuste es equivalente a reducir el grado de indexación salarial. Por otra parte, una caída en el parámetro debería hacer descender el grado de inercia. El signo esperado de la variable NASA en la regresión debería ser, por lo tanto, positivo: el grado de inercia disminuye con el alargamiento de los intervalos de ajuste salarial.

La segunda variable incluida en la regresión en el período de la Tablita, DPBITEN representa las desviaciones del PBI respecto a una tendencia lineal. Esta variable es una *proxy* para las presiones de demanda. Dichas presiones provenían de dos fuentes diferentes. Por un lado, de la fuerte demanda regional debido a la sobrevaluación de la moneda argentino durante 1979 y, especialmente, 1980. Por otro lado, de las importantes entradas de capital en esos años, que se destinaron a financiar un mayor gasto tanto en bienes transables como en no transables. Como resultado de lo anterior, el consumo aumentó rápidamente en los primeros años de la Tablita, aumentando la presión inflacionaria, particularmente en el sector de bienes no transables. Las dificultades comenzaron a aparecer en 1980, cuando Argentina se embarcó en una serie de devaluaciones masivas, y Uruguay continuó su lento ritmo de ajuste gradual. La caída en la demanda de Argentina, junto a la fuga masiva de capitales y el comienzo de la recesión condujeron a presiones deflacionarias en los últimos 2 años de la Tablita. Por lo tanto, deberíamos esperar un signo positivo para la estimación del coeficiente de esta variable.

En cuanto al programa adoptado en diciembre de 1990, los factores que incidieron durante el programa de la Tablita no fueron tan importantes, de modo que decidimos no incluirlos en la regresión. En cambio, introdujimos una variable dummy, AF, para testear la incidencia del ajuste fiscal en la dinámica de la inflación. La fundamentación de la introducción de esta variable radica en que la principal caída en el grado de inercia ocurrió en el cuarto trimestre de 1990 (ver nuevamente la Figura 12). Esta caída no puede atribuirse a un cambio en las expectativas de inflación inducidas por el nuevo plan. El lanzamiento del programa de estabilización fue el 26 de diciembre, de modo que los efectos de credibilidad del nuevo plan deberían afectar la trayectoria de la inflación recién a partir de 1991. Es probable entonces que esa caída se explique por la política fiscal contractiva seguida

en el segundo semestre de 1990. Para dar cuenta del efecto del paquete fiscal aprobado por el parlamento introducimos una variable dummy que es igual a uno durante el tercer y cuarto trimestre de 1990 y cero en otros casos. El signo esperado de estas variables es negativo.

Si bien es cierto que la inercia en la economía puede estar influida por otras variables económicas, como por ejemplo, los shocks externos, durante los programas de estabilización bajo estudio los factores considerados más arriba se transformaron, junto a los efectos de credibilidad, en los principales determinantes de la tasa de inflación.

La Tabla 7 muestra los resultados de las regresiones para los dos períodos. El coeficiente de la variable IC es significativo al nivel del 2% en la Tablita y al 3% en el programa de la administración Lacalle, y tiene el signo esperado en ambos períodos. El índice de credibilidad parece tener, por tanto, un comportamiento bastante adecuado, ya que da cuenta de parte de las fluctuaciones en la inercia inflacionaria durante ambos períodos. En cuanto a las variables adicionales incluidas en las regresiones, son todas significativas y tienen el signo correcto.

Tabla 7

**Uruguay: Un Modelo MCO Para Explicar los Cambios  
en el Grado de Inercia Inflacionaria**

VARIABLE	78:1-82:3	78:1-82:3	90:1-94:4	90:1-94:4
C	0.170 (2.194)	0.138 (1.679)	0.624 (4.871)	0.662 (4.580)
BETA(-1)	0.760 (9.155)	0.796 (9.048)	0.357 (2.681)	0.311 (2.077)
DPBITEN	0.182 (1.933)			
NASA	0.016 (2.853)	0.016 (2.685)		
IC	-0.023 (-3.337)	-0.017 (-2.545)	-0.031 (-4.934)	-0.030 (-4.105)
AF			-0.031 (-2.441)	
R Cuadrado	0.888	0.858	0.812	0.741
R Cuadrado Ajustado	0.856	0.829	0.776	0.711
E.S. de la Regresión	0.019	0.021	0.022	0.025
Durbin-Watson	2.348	2.220	2.102	1.809
Log. Máx. Verosímil	51.287	49.039	50.087	46.921
Media Variable Dependiente	0.878	0.878	0.961	0.961
Desv. St. Variable Depend.	0.050	0.050	0.047	0.047
Suma Cuadrado Residuos	0.005	0.006	0.008	0.011
Estadístico F	27.709	30.190	22.971	24.370

**Notas:** Estadístico t en paréntesis. La variable dependiente es BETA.

**Fuente:** Elaboración propia en base a datos del Banco Central del Uruguay.

Surge por lo tanto evidencia que apoya la idea de que las expectativas de los agentes económicos afectaron la senda de la inflación durante ambos programas de estabilización. En la Tablita, las expectativas crecientes de devaluación e inflación son en principio responsables del aumen-

to en la tasa de inflación en el último año del programa. Los efectos inflacionarios de la falta de credibilidad están en parte contrabalanceados por otros dos efectos: por un lado, los salarios nominales se ajustaron únicamente en enero de 1982, de modo que las presiones de costos fueron menores. Por otro lado, la recesión que comenzó en el cuarto trimestre de 1981 también contribuyó a generar efectos deflacionarios.

En relación al programa adoptado en diciembre de 1990, la evolución del índice construido en esta sección muestra que la credibilidad del nuevo plan se fue construyendo a lo largo del tiempo. A medida que el plan iba evolucionando satisfactoriamente, fue aumentando la reputación antiinflacionaria del gobierno, y la gente fue ajustando a la baja las expectativas de inflación. La evolución de las expectativas contribuyó a explicar el comportamiento de la tasa de inflación. La evidencia empírica parece claramente consistente con la idea de que la desinflación se vio obstaculizada por una falta parcial de credibilidad al comienzo del nuevo plan. No obstante, una vez que el programa pareció consolidado a los ojos del público, las expectativas parecen haber desempeñado un papel de apoyo en el esfuerzo de estabilización.

#### **IV. RESUMEN Y CONCLUSIONES**

El objetivo de este trabajo era evaluar empíricamente en que medida las expectativas de inflación y devaluación desempeñaron un papel protagónico durante dos intentos de desinflación en Uruguay: 1978-1982 y 1990-1995. Estos períodos están caracterizados por metas de tipo de cambio y por anuncios de políticas destinados a desalentar las expectativas inflacionarias. Así pues, son particularmente adecuados para testear los efectos de credibilidad.

Medimos la credibilidad de los planes de estabilización a través de la comparación de los anuncios del gobierno con las expectativas del público de los resultados de las políticas implementadas. Puesto que no se cuenta con encuestas sobre expectativas de inflación y/o devaluación de los agentes económicos, empleamos indicadores indirectos del estado de las mismas a partir del análisis de los mercados financiero, monetario y de bienes.

La confianza del mercado financiero en el programa se midió en primer lugar a través del diferencial de tasas de interés. En la Tablita, la

incertidumbre respecto a la continuación del régimen cambiario y el fenómeno conocido en la literatura como problema del peso parecen ser aspectos relevantes para comprender el nivel alcanzado por las tasas de interés en moneda nacional. El hecho de que el diferencial no cayera pese al anuncio de una tasa de devaluación descendente es indicativo de que el cronograma establecido para el tipo de cambio no fue creído. Hemos argumentado no obstante que, durante este período, es un error interpretar el diferencial de tasas de interés únicamente en términos de devaluación esperada. Las desviaciones de la condición de paridad descubierta de tasas de intereses contribuyeron a explicar el comportamiento del spread, especialmente al comienzo (1979) y al final del intento de estabilización (1982).

Dadas las limitaciones que surgen del uso del diferencial de tasas de interés como medida de expectativas de devaluación durante ese período, tratamos de mejorar nuestra medida de credibilidad a través de la incorporación de información adicional proporcionada por el mercado financiero. En particular, consideramos los efectos de los cambios en la composición de los portafolios de los agentes económicos. Para ello, en primer lugar se rechazó la hipótesis de sustituibilidad perfecta entre activos, y se comprobó la existencia de una prima de riesgo moneda incorporada al diferencial de tasas de interés, que dependía del grado de dolarización de los activos financieros. Para elaborar una medida más adecuada de las expectativas de devaluación, siguiendo un procedimiento similar a Werner (1996) ajustamos el spread por los efectos de los cambios de portafolio ocurridos durante ese período. Además, se realizó un segundo ajuste al diferencial de tasas para contemplar los controles indirectos sobre la tasa de interés en moneda nacional ejercidos por los bancos oficiales a través de las ventas de seguros de cambio en 1981 y 1982.

Se comprobó que la distancia entre el diferencial ajustado de tasas de interés y los anuncios de devaluación (que denominamos *premio sobre arbitraje ajustado*) aumentó sistemáticamente a partir de 1981. La medida ajustada nos permitió concluir que la política cambiaria del gobierno fue perdiendo progresivamente credibilidad en los dos últimos años del programa, a pesar de que el indicador inicial construido sobre la base del cumplimiento de la paridad descubierta de tasas muestra una historia bastante diferente. A medida que las condiciones internas y externas se iban deteriorando, los agentes económicos comenzaron a esperar una máxidevaluación que reestableciera en parte los equilibrios perdidos. Esto, si bien no se reflejó totalmente en el diferencial de tasas por las razones arriba expues-



tas, sí se manifestó en otros indicadores financieros como por ejemplo, los movimientos de capitales hacia el exterior y el proceso de creciente dolarización.

Durante el programa implementado por la administración Lacalle también se verificaron diferenciales de tasas de interés superiores a los anuncios oficiales. No obstante, el análisis de los errores de pronóstico del tipo de cambio indicó que los problemas de credibilidad en este período fueron de menor importancia que en la Tablita. Para este período, el ajuste por la prima de riesgo moneda no es tan relevante puesto que no existieron cambios significativos en la composición de cartera de los agentes económicos. El descenso en la tasa de interés nominal ocurrido durante la administración Lacalle puede interpretarse como una respuesta de los mercados financieros al programa de estabilización. A partir del análisis del spread concluimos que el gobierno hizo importantes progresos en el fortalecimiento de la credibilidad de su política a lo largo de este período. Un papel especial le correspondió a la política cambiaria. Las autoridades monetarias con el tiempo fueron capaces de señalar el cambio de régimen, al pasar de una política de tipo de cambio pasiva destinada a mantener la competitividad externa a una política activa para reducir la inflación. Sin embargo, recién hacia fines de 1995 el diferencial de tasas de interés convergió a la tasa de devaluación anunciada por el gobierno. Interpretamos la lenta convergencia del diferencial de tasas de interés como una prueba de falta parcial de credibilidad en las primeras etapas del plan de estabilización.

Consideramos luego las implicaciones de la falta de credibilidad para el comportamiento de la demanda de dinero. La segunda técnica usada en este trabajo para extraer inferencias acerca de la credibilidad de los planes de estabilización trató de explotar el rol informativo de los residuos que provienen de la estimación de una función de demanda de dinero de tipo convencional. Al controlar por otros factores, la sobreestimación sistemática de los saldos reales durante la desinflación se interpretó como provocada por expectativas de devaluación y/o inflación mayores que los anuncios oficiales. Hemos demostrado que ignorar el estado de las expectativas o usar *proxies* inadecuadas de las mismas es una importante fuente de inestabilidad en la función de demanda de dinero y es, además, la principal explicación para la autocorrelación en los residuos.

En el final de la Tablita y en el comienzo del nuevo plan adoptado por la administración Lacalle el signo negativo de los residuos estimados es

fundamentalmente el resultado de un problema de variable omitida. Hay un componente de expectativa que no es tenido en cuenta en la estimación. Los agentes económicos esperaban tasas de devaluación y/o inflación mayores que las que se verificaron *ex-post*. En un escenario de falta de credibilidad, el público profundizó el proceso de sustitución de monedas para evitar los costos asociados a mantener saldos en moneda nacional. La falta parcial de credibilidad en los anuncios de política se manifestó como un fenómeno similar al conocido en la literatura como dinero desaparecido. Sin embargo, a diferencia de otros países, en el caso uruguayo el fenómeno fue reversible, es decir, la sobreestimación de la demanda de dinero por parte del modelo desaparece luego de superado el período de falta de credibilidad.

Para estudiar las vinculaciones entre la credibilidad, las expectativas de inflación y la inercia inflacionaria, construimos un modelo sencillo de dos sectores donde la persistencia de la inflación se deriva no solamente de factores indexatorios, sino también de la falta de credibilidad en las políticas de desinflación. Luego procedimos a testear el modelo para ambos períodos de desinflación usando un procedimiento en tres etapas. La ventaja de la técnica diseñada es que permite un cambio gradual de las expectativas inflacionarias y, además, permite controlar por otros factores que afectan la inercia al evaluar los efectos de credibilidad.

Se comprobó estadísticamente la influencia de las expectativas inflacionarias en la dinámica de la inflación. Los índices de credibilidad contruidos en base a la evolución de las variables claves vinculadas al proceso de formación de expectativas de los agentes económicos son en general consistentes con los resultados alcanzados utilizando los otros indicadores (de hecho, dichos índices son muy similares a la evolución de los residuos que provienen de la estimación de la demanda de dinero en cada período). Se concluye que el crecimiento de la inflación en 1982 y el incumplimiento de la meta inflacionaria del gobierno especialmente en 1991 y 1992 está directamente vinculada a los problemas de credibilidad de los programas de estabilización.

Aunque las pruebas obtenidas son aún preliminares, echan luz sobre el proceso de ajuste de las expectativas, y su efecto en los mercados financieros, monetario y de bienes. Concluimos que la credibilidad de los planes de estabilización siguió un proceso de tipo asimétrico. Durante el último año de la Tablita, las expectativas de devaluación aumentaron rápidamente

como consecuencia del deterioro de las condiciones internas y externas. En la reciente experiencia de estabilización, en cambio, la reducción de las expectativas de la inflación llevó un período de tiempo mucho más largo.

Finalmente, comprobamos que los cambios en las expectativas se registraron en primer lugar en los mercados financieros y monetario, y recién posteriormente en el mercado de bienes. De hecho, los efectos de credibilidad parecen haber sido mayores en los dos primeros mercados. La explicación para esa diferente velocidad de reacción radica en el hecho que los mercados de activos financieros miran más hacia el futuro que los mercados de activos reales. Además, las rigideces que caracterizan al mercado de bienes y al mercado de trabajo impiden que expectativas de inflación más bajas afecten la senda de la inflación. Concluimos que las imperfecciones del mercado pueden reducir la medida en la cual políticas creíbles pueden traducirse directamente en una inflación más baja. En particular, argumentamos que los mecanismos de indexación pasada son un factor clave para la comprensión de la inercia inflacionaria en el Uruguay. La credibilidad puede ser secundaria a este factor en la determinación de la velocidad de la desinflación.

Finalmente resta extraer un par de lesiones. La experiencia de la Tablita muestra que la adhesión a un ancla nominal como el tipo de cambio no es en sí misma suficiente para inducir credibilidad, especialmente si las otras políticas que acompañan el plan de estabilización no son compatibles con la política cambiaria. Las políticas inconsistentes son una de las principales fuentes de falta de confianza en las metas oficiales. Los conflictos entre la política fiscal y la política cambiaria, por ejemplo, pueden conducir a problemas de credibilidad. Los agentes económicos son concientes que un déficit fiscal elevado conduce a una expansión monetaria en última instancia, y esto es incorporado en sus expectativas de inflación y devaluación. La adhesión a una meta intermedia nominal en el corto plazo puede no ofrecer credibilidad si hay dudas en cuanto a su sostenibilidad de largo plazo.

En cuanto al nuevo plan de estabilización, la principal lección a extraer es que, en ambientes caracterizados por inflación crónica y una historia de intentos de estabilización terminados en fracasos, el gobierno no debe confiar en que su nuevo plan sea al principio totalmente creíble, a pesar de que se hayan tomado las medidas necesarias para mantener los "fundamentos" bajo control y no se empleen políticas inconsistentes. En

Uruguay, la inercia de las expectativas inflacionarias ha mostrado ser muy elevada. El gobierno debe hacer esfuerzos adicionales para probar su voluntad estabilizadora manteniendo una política fiscal estricta y sin permitir relajamientos de los objetivos anunciados.

## REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Agénor, P. and Taylor, M. (1992)** "Testing for Credibility Effects," *Staff Papers*, IMF, Vol. 39, No. 3, 545-571.
- Banco Central del Uruguay.** *Boletín Mensual*, varios números.
- Barro, R. and Gordon, D. (1983)** "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model," *Journal of Political Economy*, Vol. 91, 589-610.
- Baxter, M. (1985)** "The role of Expectations in Stabilization Policy," *Journal of Monetary Economics*, 15, 343-362.
- Bergara, M. and Licandro, J. (1994)** "Credibilidad y Política Cambiaria: Experiencias recientes en Argentina y Uruguay," *Revista de Economía*, Banco Central del Uruguay, Vol. 1, No. 1, 59-86.
- Blejer, M. (1983)** "Liberalization and Stabilization Policies in the Southern Cone Countries: an Introduction," *Journal of Interamerican Studies and World Affairs*; 25(4), 431-444.
- Blejer, M. and Gil Díaz, J. (1986)** "Domestic and External Factors in the Determination of the Real Interest Rate: The Case of Uruguay," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 34, 589-606.
- Canzoneri, M. (1985)** "Monetary Policy Games and the Role of Private Information," *American Economic Review*, 75, 1056-1070.
- Chow, T. (1984)** "Random and Changing Coefficient Models," en *Handbook of Econometrics*, Vol. II, ed. por Griliches, Z. y Intriligator, M., Amsterdam, New York and Oxford: North-Holland.
- Christensen, M. (1990)** "Policy Credibility and the Lucas Critique: Some New Tests," en *Monetary and Financial Models*, ed. por Artus, P., Barroux, Y., and McKenzie, G., Dordrecht, Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Corbo, V. (1985)** "Reforms and Macroeconomic Adjustments in Chile during 1974-84," *World Development*; 13(8), 893-916.
- Corbo, V., de Melo, J. and Tybout, J. (1986)** "What Went Wrong With the Recent Reforms in the Southern Cone," *Economic Development and Cultural Change*, 34, 607-740.

- Cukierman, A. and Leviatan, N. (1992)** "The Dynamic of Optimal Gradual Stabilization," *The World Bank Economic Review*, Vol. 6, No.3, 439-58.
- Cukierman, A. and Meltzer, A.H. (1986)** "A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation under Discretion and Asymmetric Information," *Econometrica*; 54(5), 1099-1128.
- Cumby, R. and van Wijnbergen, S. (1983)** "Financial Policy and Speculative Runs on the Central Bank under a Crawling Peg Regime: Argentina, 1979-1981," *Journal of International Economics*; 27(1-2), 111-127.
- Del Castillo, G. (1992)** "Policy Fundamentals, Interest Rate Differential and Expected Devaluation in the Presence of an Active Crawling Peg System," *Journal of International Money and Finance*; 11(3), 292-303.
- Dornbusch, R. (1991)** "Credibility and Stabilization," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 837-850.
- Dornbusch, R., Sturzenegger, F. and Wolf, H. (1990)** "Extreme Inflation: Dynamics and Stabilization," *Brookings Papers on Economic Activity*, 0(2), 1-64.
- Edwards, S. (1993)** "Exchange Rates, Inflation and Disinflation: Latin American Experiences," *NBER Working Paper No. 4320*.
- Froot, K. and Frankel, J. (1989)** "Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium," *Quarterly Journal of Economics*; 104(1), 139-61.
- Giavazzi, F. and Giovannini, A. (1989)** "*Limiting Exchange-Rate Flexibility*," MIT Press, Cambridge Mass.
- Goldfeld, S. (1976)** "The Case of Missing Money," *Brookings Papers on Economic Activity*; 3(76), 683-730.
- Hanson, J. and de Melo, J. (1983)** "The Uruguayan Experience with Liberalization and Stabilization, 1974-1981," *Journal of Interamerican Studies and World Affairs*, Vol.25, No.4, 477-508.
- Hanson, J. and de Melo, J. (1986)** "External Shocks, Financial Reforms and Stabilization Attempts in Uruguay During 1974-1982," *World Development*, Vol. 13, 917-939.

- Harberger, A. (1982)** "The Chilean Economy in the 1970 's: Crisis, Stabilization, Liberalization, Reform," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 17, 115-152.
- Harberger, A. (1985)** "La Crisis Cambiaria Chilena de 1982," *Cuadernos de Economía*; 21(63), 123-36.
- Harvey, D. (1989)** "Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter," Cambridge; New York and Melbourne: Cambridge University Press.
- Kiguel, M. and Leviatan, N. (1992)** "The Business Cycle Associated with Exchange Rate Based Satabilization," *The World Bank Economic Review*, Vol. 6, 279-305.
- Krasker, J. (1980)** "The " Peso Problem " in Testing the Efficiency of Forward Exchange Markets," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 6, 269-276.
- Kremers, J. (1990)** "Gaining Credibility for a Desinflation-Ireland's Experience in the EMS," *Staff Papers*, IMF, Vol. 37, No.1, 116-145.
- Kydland, F. and Prescott, E. (1977)** "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans," *Journal of Political Economy*, 85, 473-591.
- Lachler, U. (1988)** "Credibility and the Dynamics of Disinflation in Open Economies. A Note on the Southern Cone Experiments," *Journal of Development Economics*, 28, 285-307.
- Lizondo, J. (1983)** "Interest Differential and Covered Arbitrage," en *Financial Policies and the World Capital Market: the Problem of Latin America Countries*, ed. por Aspe, P., Dornbusch, R. and Obstfeld, M., Chicago: University of Chicago Press.
- Masoller, A. (1995)** "Designing Credible Exchange Rate-Based Stabilization Programs for High Indexed Small Open Economies," en *Macroeconomic Problems of a Small Open Economy: Uruguay, 1974-1994*, Capítulo 5, Tesis Doctoral, Universidad de California, Los Angeles
- Pagan, A. (1980)** "Some Identification and Estimation Results for Regression Models with Stochastically Varying Coefficients," *Journal of Econometrics*; 13(3), 341-63.

- Rial Perez, I. (1995)** "La Política Fiscal en el Uruguay: Indicadores de Orientación Discrecional, 1983 - 1993," *Revista de Economía*, BCU, Vol. 2, Nro 1, 3-55.
- Rogoff, K. (1985)** "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target," *Quarterly Journal of Economics*; 100(4), 1169-89.
- Talvi, E. (1994)** "Fiscal Policy and the Public Sector in Exchange Rate-Based Stabilizations: Evidence from Uruguay 's 1978 and 1991 Programs," Mimeo.
- Vegh, C. (1992)** "Stopping High Inflation: an Analytical Overview," *Staff Papers*, IMF, 626-695.
- Werner, A. (1996)** "Mexico's Currency Risk Premia in 1992-94: A Closer Look at the Interest Rate Differentials," *IMF Working Paper*, 96