

SIMULACIONES DE POLITICAS ANTIINFLACIONARIAS EN  
ARGENTINA, 1983/87 \*

HANS JURGEN JAKSCH \*\*

### 1. Introducción.

Con el llamado "Plan Austral" iniciado el 14 de junio de 1985, el gobierno argentino trató de estabilizar el valor de la moneda argentina. Aún a un observador foráneo le parece que el éxito o fracaso de este plan será también éxito o fracaso de la democracia en Argentina; en este sentido, como en otros, la situación actual de Argentina se parece a la situación alemana alrededor de 1923. No obstante esta importancia del Plan Austral, falta un análisis de sus probables efectos con un modelo econométrico. Este hecho se explica fácilmente por las dificultades que implica un análisis tal; por otra parte, un modelo econométrico nos daría informaciones más objetivas y enlazadas que las abundantes opiniones de expertos nacionales e internacionales que pueden desprenderse de los periódicos.

Por otra parte, existen amplias dificultades para un análisis nítido y claro. Mencionamos sólo dos de ellas:

Las funciones de comportamiento se deben estimar con datos correspondientes a un período anterior a la iniciación del Plan Austral. Desde luego, solo se puede tener en cuenta el cambio de comportamiento de los actores económicos causado por este Plan por variaciones exógenas de los coeficientes estimados.

Además, es casi seguro que el modelo sea demasiado pequeño para captar todas las variables estructurales importantes. Por ejemplo, nuestro modelo del sector monetario no tiene enlaces con el sector real de la economía; también el sector externo es excluido del análisis.

Nuestra presentación empieza con algunas consideraciones teóricas. Estas bases del modelo se describen en la próxima sección de este

\* Documento preparado para la VI Reunión de la Sociedad Econométrica, Sección Latinoamericana, 22-25 de julio de 1986, en Córdoba, Argentina.

\*\* Alfred Weber Institut. Universidad de Heidelberg - R.F. de Alemania.

trabajo. Ahí también se presentan algunas condiciones necesarias y suficientes para la estabilización del nivel de precios en el modelo no aleatorio.

En la sección tres, se describen los resultados de la estimación econométrica, contrastándola a otras especificaciones imaginables.

Las simulaciones, que son la tarea de nuestro esfuerzo, se presentan finalmente en la cuarta sección. Las simulaciones no estocásticas reflejan tres estrategias típicas que son abiertas para el gobierno argentino: La estabilización por una determinada reducción del déficit monetizado en el presupuesto público, la imposibilidad de esta reducción, y una situación intermedia que es caracterizada por una reducción de este déficit a largo plazo y que llamamos (quizás un poco eufemísticamente) la alternativa realista. Las simulaciones estocásticas, basadas sobre esta alternativa, muestran que el gobierno argentino puede tener éxito en su lucha contra la inflación si él puede controlar este déficit por lo menos a largo plazo.

## 2. El modelo teórico

### 2.1. Las ecuaciones del modelo

Para analizar las consecuencias de ciertas políticas gubernamentales se propone un modelo monetarista en el sentido que la demanda y la oferta de dinero determinan el nivel de precios en la economía. Hay dos variables exógenas en un modelo de este tipo: el déficit monetizado en el presupuesto público y la tasa de interés.

Empezamos con la función de demanda de dinero clásica para derivar la ecuación de precios usada en el modelo. Esta función es:

$$\frac{G}{P} = \varphi (Y, Z) \quad (1)$$

con

- G = la cantidad nominal de dinero ("M<sub>1</sub>"),
- P = nivel de precios (índice de precios al por mayor),
- Y = ingreso nacional real
- Z = rendimiento de inversiones alternativas, aquí la tasa de interés de depósitos a largo plazo.

Como se analiza la economía a corto plazo, se supone que  $Y$  es constante. Así  $\frac{G}{P}$  depende solo de  $Z$ .

La función de demanda de dinero como (1) es clásica en la teoría **Keynesiana** tanto en la teoría monetarista de **Friedman**. Por otra parte, los actores en la economía que fijan la cantidad de dinero y aquellos que determinan el nivel de precios se distinguen unos de otros, ya que son el gobierno y los bancos los que determinan la cantidad nominal de dinero mientras que los hogares y las empresas fijan el nivel de precios por sus compras y ventas de bienes. Por esta razón, es útil solucionar (1) para  $P$ , tomando  $G$  como variable independiente (aunque endógena en el modelo total). Desde luego obtenemos en vez de (1) la **ecuación de precios**.

$$P = \psi (G, Z). \quad (2)$$

Como es costumbre para (1), se supone que también (2) es lineal en los logaritmos de las variables:

$$\log P = \log \alpha_0 + \alpha_1 \log G + \alpha_2 \log Z \quad (3)$$

Sin embargo, se admite en (3) que  $\alpha_1 \neq 1$ , y se obtiene así una generalización de (1).

Para economías inflacionarias, se incorpora en la ecuación de demanda de dinero en general las expectativas inflacionarias del público. Por otra parte, como no se pueden observar estas expectativas, se necesita una hipótesis adicional para cerrar el modelo. Esto implica una estructura de demanda de dinero dinámica con rezagos de las variables. Por esta razón, trataremos este problema junto con la estimación econométrica de la ecuación (3) en la sección siguiente.

Bases para la creación de dinero son los activos del banco central y el multiplicador de la creación de dinero. Consecuentemente, se obtiene:

$$G = V (R + S + K) \quad (4)$$

con

- V = multiplicador de creación de dinero,
- R = activos privados,
- S = activos públicos y
- K = activos internacionales (divisas) del banco central.

Durante la etapa inflacionaria en Argentina antes del 14 de junio de 1985, el déficit en el presupuesto público y luego la variable S fue la causa más importante para determinar G, la cantidad nominal de dinero. R e, indirectamente, K fueron funciones del deseo público de endeudarse, es decir de expectativas de inversiones (en el sentido amplio) rentables y de los costos de este endeudamiento. Este último determinó la tasa de interés que cobraban los bancos para sus créditos. Finalmente, se supone que V a corto plazo es una constante determinada proporcionalmente a las reservas de los bancos comerciales. Con el banco central, la estructura de los depósitos de los bancos comerciales y, finalmente, su relación a la cantidad de dinero emitido por el banco central (**Wilms 1985**)

Estas consideraciones nos permiten sustituir para (4) una ecuación de comportamiento:

$$G = \chi(S, Z). \quad (5)$$

En (5), la cantidad de dinero ofrecida G es una función de los activos emitidos por el gobierno y absorbidos por el banco central, y la tasa de interés. Para simplificar el modelo, no se distingue entre tasas de interés activas y pasivas.

Suponiendo que  $\chi$  es lineal en los logaritmos de las variables (lo que implica elasticidades constantes), se obtiene de (5)

$$\log G = \log \beta_0 + \beta_1 \log S + \beta_2 \log Z. \quad (6)$$

(6) y (3) son especificaciones preliminares que deben ser confirmadas por las estimaciones econométricas.

En (3) y (6) aparece la tasa de interés Z, que es una de las dos variables exógenas de nuestro modelo. La otra, el déficit en el presupuesto público D, se introduce por la definición.

$$D = \frac{S_{+1} - S}{P} \quad (7)$$

con

$D$  = déficit en el presupuesto público,  
en Pesos constantes.

(7) se deriva del hecho que el stock en los activos públicos del banco central al principio de cada mes,  $S$ , cambia tanto como el déficit monetizado en el presupuesto público en términos nominales,  $PD$ .

Para completar el modelo, solucionamos la ecuación no estocástica (7) para  $S_{+1}$  y escribimos

$$S_{+1} = S + PD. \quad (8)$$

(3), (6) y (8) forman un modelo con variables endógenas  $P$ ,  $G$  y  $S_{+1}$  y variables exógenas  $Z$  y  $D$ . Con él, se puede analizar el desarrollo temporal de  $P$ ,  $G$  y  $S_{+1}$ , dadas las variables exógenas  $Z$  y  $D$ , y un valor inicial  $S_0$ . Estudiar esta interrelación con datos empíricos de la economía argentina es tema de este trabajo.

## 2.2. Condiciones para la estabilización del nivel de precios.

Se soluciona el sistema (3), (6) y (8) para obtener una recursión no lineal en el nivel de precios  $P$ .

Sustituyendo (6) en (3) y solucionando para  $\log S$  nos da

$$\log S = - \frac{\log \alpha_0 + \alpha_1 \log \beta_0}{\alpha_1 \beta_1} + \frac{1}{\alpha_1 \beta_1} \log P \quad (9)$$

$$- \frac{\alpha_1 \beta_2 + \alpha_2}{\alpha_1 \beta_1} \log Z \quad (\alpha_1 \beta_1 \neq 0),$$

que es equivalente a

$$S = \left( \frac{\beta_0}{\alpha_0} P Z^{-\alpha_1 \beta_2 - \alpha_2} \right)^{\frac{1}{\alpha_1 \beta_1}} \quad (10)$$

Si se sustituye este resultado para S en (8), se llega a

$$\frac{\beta_0}{\alpha_0} P_{t+1} Z_{t+1}^{-\alpha_1} \beta_2^{-\alpha_2} = \left[ \frac{\beta_0}{\alpha_0} P Z^{-\alpha_1} \beta_2^{-\alpha_2} + \frac{\beta_0}{\alpha_0} P Z^{-\alpha_1} \beta_2^{-\alpha_2} \frac{D}{\frac{\beta_0}{\alpha_0} Z^{-\alpha_1} \beta_2^{-\alpha_2}} \right] E_t \quad (11)$$

Para obtener expresiones menos complejas definimos los coeficientes

$$\lambda = -\alpha_1 \beta_2^{-\alpha_2} \quad (12)$$

$$\mu = \alpha_1 \beta_1$$

$$\nu = \frac{\beta_0^{-\alpha_1}}{\alpha_0}$$

y las variables

$$\begin{aligned} Q &= \nu P Z^\lambda \\ E &= \frac{D}{\nu Z^\lambda} \end{aligned} \quad (Z \neq 0). \quad (13)$$

Las variables se refieren a un cierto mes y desde luego dependen del tiempo t. En seguida, anotamos este hecho explícitamente y escribimos  $G_t = G$ ,  $P_t = P$ , **etcetera**, y  $Q = Q_t$ ,  $E = E_t$ .

Con esta notación, y tomando en cuenta las definiciones (12) y (13) se escribe (11)

$$Q_{t+1} = \left( \frac{1}{Q_t^\mu} + Q_t E_t \right) \mu, \quad t = 0, 1, \dots \quad (14)$$

En (14), las variables exógenas  $E_0, E_1, \dots$  forman una secuencia que llamamos  $\{E_t\}$ , y similarmente escribimos  $\{Q_t\}$  para la secuencia  $Q_0, Q_1, \dots$ .

Suponiendo  $Q_0 > 0$ , se deriva de  $E_t \geq 0$ ,  $t = 0, 1, \dots$ , la desigualdad  $Q_{t+1} \geq Q_t$  y la ecuación  $Q_{t+1} = Q_t$  si, y solamente si,  $E_t = 0$ .

Suponiendo que  $\{Z_t\}$ , la secuencia de las tasas de interés, es limitada, se deriva que la estabilización del nivel de precios, que es perfecta e instantánea, es posible si, y solamente si,  $D_t = 0$  para  $t = 0, 1, \dots$ .

En general, el sistema político no permitiría una política de estabilización tan brusca en Argentina, aún si los coeficientes de las ecuaciones de comportamiento cambian por un cambio de las expectativas inflacionarias en la economía. Por esta razón, se supone que la disminución del déficit en el presupuesto público es más suave, sobre todo si se toman en cuenta no sólo algunos meses sino todo un año o aún más tiempo después de la inauguración de un plan de estabilización.

Desde luego, excluimos  $E_t = 0$  de nuestra consideración y suponemos  $E_t > 0$  para todas las  $t = 0, 1, \dots$ , y derivamos algunas condiciones para la estabilización de  $Q_t$  en este caso.

Las estimaciones econométricas muestran que  $\mu$  es aproximadamente igual a 1. Si  $\mu = 1$ , se puede evaluar (14) fácilmente y se obtiene primero

$$Q_{t+1} = Q_t (1 + E_t), \quad t = 0, 1, \dots, \quad (15)$$

y por inducción total con respecto a  $t$

$$Q_t = Q_0 \prod_{\theta=0}^{t-1} (1 + E_\theta) \quad (16)$$

o sea

$$\log Q_t = \log Q_0 + \sum_{\theta=0}^{t-1} \log (1 + E_\theta), \quad t = 1, 2, \dots \quad (17)$$

Desde luego,  $\{Q_t\}$  converge (tiene un límite superior) para  $\mu = 1$  si, y solamente si,

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \sum_{\theta=0}^{t-1} \log (1 + E_{\theta})$$

existe. (Este resultado también es válido para todas las  $E_t$  tales que  $E_t > -1$ ).

En seguida, trataremos la estabilización de  $Q_t$  en dos sentidos:

En el sentido amplio, que se define por

$$\lim_{t \rightarrow \infty} Q_t = \bar{Q}, \quad (18)$$

$\bar{Q}$  dada, y en el sentido estrecho, que se define por

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{Q_{t+1}}{Q_t} = 1. \quad (19)$$

(19) es equivalente a

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{Q_{t+1} - Q_t}{Q_t} = 0$$

Por otra parte, (18) implica

$$\lim_{t \rightarrow \infty} (Q_{t+1} - Q_t) = 0,$$

y  $\{Q_t\}$  es una secuencia que, empezando con una  $Q_0 > 0$ , aumenta monótonicamente. Desde luego, la estabilización en el sentido amplio implica la estabilización en el sentido estrecho, pero no al revés.

El análisis profundo de la convergencia o divergencia de  $\{Q_t\}$  para  $\{E_t\}$  y  $\mu$  conocidas y arbitrarias no parece fácil. Por otra parte, desde el punto de vista económico este análisis tampoco parece sumamente útil ya que, parafraseando a **Keynes**, a largo plazo estamos todos muertos. Desde luego, anotamos aquí sólo tres implicancias, a), b) y c) para la convergencia o divergencia de  $\{Q_t\}$  sin demostraciones. El lector las puede añadir fácilmente.



a) (18) y  $Q_0 \geq 1$  implican la existencia de

$$\sum_{t=0}^{\infty} E_t.$$

b)  $\mu \leq 1$  y

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E_t = 0 \quad (20)$$

implican (19).

c)  $\mu \geq 1$  y (19) implican (20).-

No obstante de que el futuro lejano tiene poco interés para un político actual, es importante saber como variaría  $\{Q_t\}$  con  $\mu$ ,  $\{E_t\}$  dada. Más exacto: Suponiendo  $\{E_t\}$  y  $Q_0$  conocidas, es que cada miembro de  $\{Q_t\}$ ,  $t = 1, 2, \dots$  aumenta con un aumento de  $\mu$  ?.

La respuesta a esta pregunta es afirmativa, como se desprende la proposición siguiente, y este resultado es importante porque el muestra que para cada  $Q_0$  y  $\{E_t\}$  dadas hay una  $\mu$  crítica que separa las secuencias  $\{Q_t\}$  que son estables de aquellas que no son estables. Este reconocimiento es válido para la estabilización en sentido amplio, que deviene a largo plazo, o para la estabilización en el sentido que una cierta  $Q_t$  no debe exceder una cierta  $Q'$  crítica. Sin embargo, las simulaciones de la tercera sección toman en cuenta el carácter estocástico de  $\{E_t\}$  que se obtiene si  $\alpha_0$  y  $\beta_0$  son variables aleatorias en las ecuaciones de comportamiento (3) y (6). Los resultados relativamente favorables derivados para la  $\mu$  estimada econométricamente permanecen válidos para cualquier  $\mu$  que sea inferior al número calculado.

**Proposición:** Las desigualdades  $Q^{(1)} \geq Q^{(2)} > 0$ ,  $\mu_1 > \mu_2 > 0$ ,  $E > 0$  implican la desigualdad.

$$(Q^{(1)} \frac{1}{\mu_1} + Q^{(1)} E)^{\mu_1} > (Q^{(2)} \frac{1}{\mu_2} + Q^{(2)} E)^{\mu_2} \quad (21)$$

**Demostración.** Sean  $\mu_1, \mu_2$  números racionales, es decir

$$\mu_1 = \frac{\pi_1}{\omega_1}, \mu_2 = \frac{\pi_2}{\omega_2} \quad \text{y } \pi_1, \pi_2, \omega_1, \omega_2 \text{ números enteros y positivos.}$$

En este caso, (21) es equivalente a:

$$\left( Q^{(1)} \frac{\omega_1}{\pi_1} + Q^{(1)} E \right)^{\pi_1 \omega_2} > \left( Q^{(2)} \frac{\omega_2}{\pi_2} + Q^{(2)} E \right)^{\pi_2 \omega_1} \quad (22)$$

con  $\pi_1 \omega_2, \pi_2 \omega_1$  números enteros.

Aplicando el teorema binomial a (22) nos dá

$$\begin{aligned} & \sum_{\theta=0}^{\pi_1 \omega_2} \binom{\pi_1 \omega_2}{\theta} Q^{(1) \frac{\omega_1}{\pi_1} (\pi_1 \omega_2 - \theta)} (Q^{(1)} E)^\theta \\ > \sum_{\theta=0}^{\pi_2 \omega_1} \binom{\pi_2 \omega_1}{\theta} Q^{(2) \frac{\omega_2}{\pi_2} (\pi_2 \omega_1 - \theta)} (Q^{(2)} E)^\theta \end{aligned}$$

que es equivalente a:

$$\begin{aligned} & \sum_{\theta=0}^{\pi_1 \omega_2} \binom{\pi_1 \omega_2}{\theta} Q^{(1) \omega_1 \omega_2 + \theta \left(1 - \frac{\omega_1}{\pi_1}\right)} E^\theta \\ > \sum_{\theta=0}^{\pi_2 \omega_1} \binom{\pi_2 \omega_1}{\theta} Q^{(2) \omega_1 \omega_2 + \theta \left(1 - \frac{\omega_2}{\pi_2}\right)} E^\theta \end{aligned} \quad (23)$$

Para una cierta  $\theta \geq 0$ ,  $\frac{\pi_1}{\omega_1} > \frac{\pi_2}{\omega_2}$  implica  $\binom{\pi_1 \omega_2}{\theta} \geq \binom{\pi_2 \omega_1}{\theta}$

con igualdad sólo para  $\theta = 0$ . De estas desigualdades y  $Q^{(1)}$

$\geq Q^{(2)} > 0$  sigue

$$Q^{(1) \theta \left(1 - \frac{\omega_1}{\pi_1}\right)} \geq Q^{(2) \theta \left(1 - \frac{\omega_2}{\pi_2}\right)}$$

con igualdad sólo para  $\theta = 0$ . Esto prueba que (23) es equivalente a (21).

Además, comparando los términos a ambos lados de (23) para  $\theta = 0, 1, \dots, \pi_2 \omega_1$  con  $\pi_2 \omega_1$  menor a  $\pi_1 \omega_2$  se observa que la expresión del lado izquierdo excede a la expresión del lado derecho en;

$$Q^{(1)} \pi_1 \omega_2 > E \pi_1 \omega_2$$

o más. Como ambos lados de (21) son funciones continuas de  $\mu_1, \mu_2$  respectivamente, la desigualdad (21) vale también para exponentes  $\mu_1$  y  $\mu_2$  que sean irracionales.

Para obtener el resultado deseado para la recursión (14), se denota primero que  $\{Q_t\}$  sea una secuencia que aumente monótonicamente.

Asumiendo  $\mu_1$  y  $\mu_2$  con  $\mu_1 > \mu_2$  se deriva para una  $\{E_t\}$  dada  $\{Q_t^{(1)}\}$  y  $\{Q_t^{(2)}\}$  (con  $Q_0^{(1)} = Q_0^{(2)} = Q_0$ ) de (14).

Segundo, de (21) se prueba  $Q_t^{(1)} > Q_t^{(2)}$ ,  $t = 1, 2, \dots$ , por inducción completa con respecto a  $t$ . Tercero, se deriva la existencia de una  $\mu = \mu'$  para  $\{E_t\}$  y  $Q_0 > 0$  del axioma de separación para números reales (**Ostrowski** 1960).

### 3. El modelo econométrico.

#### 3.1. Estimaciones.

Para estimar los parámetros de (3) y (6) de observaciones estadísticas, tomamos como período de referencia los meses entre las elecciones de octubre de 1983 y la iniciación del Plan Austral en junio de 1985. Sin embargo por falta de datos estadísticos sólo fue posible incorporar observaciones hasta febrero de 1985 en nuestros cálculos; desde luego, se tuvo no más que diez y siete observaciones mensuales para estimar el modelo. Fuente de estos datos han sido el banco de datos del Centro de Estudios Macroeconómicos (CEMA) de Buenos Aires y las **International Financial Statistics** del Fondo Monetario Internacional (FMI). Para estimar los parámetros del modelo, hemos usado los métodos de Cuadros Mínimos Ordinarios (**Ordinary Least Squares**, OLSQ) y de Máxima Verosimilitud con Información Completa (**Full Information Maximum Likelihood**, FIML). Los resultados se presentan en el Cuadro 1.

**Cuadro 1 - Estimaciones de los coeficientes en (3) y (6) por OLSQ y del modelo (3), (6) y (8) por FIML**

Estimación	OLSQ	FIML
$\log \hat{\alpha}_0$	- 0.5665 ( - 2.1 )	- 0.3937 ( - 1.4 )
$\hat{\alpha}_1$	0.9539 ( 32.8 )	0.9772 ( 32.5 )
$\hat{\alpha}_2$	0.5903 ( 4.7 )	0.4615 ( 4.5 )
$\log \hat{\beta}_0$	- 8.5384 ( - 26.6 )	- 8.5385 ( - 21.2 )
$\hat{\beta}_1$	1.0585 ( 49.3 )	1.0585 ( 41.0 )
$R^2$ (3)	0.9923	---
$R^2$ (6)	0.9931	---
DW (3)	1.6660	1.4574
DW (6)	1.9730	1.9730
$\hat{\sigma}_{uu}$	0.00534	0.00475
$\hat{\sigma}_{vv}$	0.00416	0.00367
$\hat{\sigma}_{uv}$	---	0.00312

$R^2$  = coeficiente corregido de correlación múltiple,;

DW = coeficiente de **Durbin - Watson**,

$$\begin{bmatrix} \hat{\sigma}_{uu} & \hat{\sigma}_{uv} \\ \hat{\sigma}_{uv} & \hat{\sigma}_{vv} \end{bmatrix}$$
 = matriz de covarianzas de las variables latentes  $u$  de (3) y  $v$  de (6) estimada.

Los números entre paréntesis debajo de los coeficientes estimados son estadísticos "t".

En el Cuadro 1, no aparece una estimación para  $\beta_2$ , la elasticidad de la cantidad de dinero ofrecida con respecto a la tasa de interés. La razón de este hecho es que en nuestros esfuerzos de estimar la función de oferta de dinero (6) no fue posible aislar efectos de la tasa de interés sobre la variable dependiente. Una regresión por cuadrados mínimos de esta ecuación nos dió un estimativo de  $\beta_2$  alrededor de 0,0048 con un error estandar asociado de aproximadamente 0,01. Además la inclusión de esta variable apenas cambió las estimaciones  $\beta_0$  y  $\beta_1$ . Desde luego suponemos que esta tasa de interés no influyó directamente sobre la oferta de dinero en Argentina entre octubre de 1983 y febrero de 1985, y luego suponemos que  $\beta_2 = 0$ .

Los resultados presentados en el Cuadro 1 aparecen suficientemente buenos para continuar con el análisis. Sólo el coeficiente **Durbin-Watson** para la ecuación (3) de la estimación con FIML apenas excede el valor superior del intervalo que no permite aceptar ni rechazar la hipótesis de autocorrelación positiva de los errores aleatorios en la ecuación de demanda de dinero de (3); todos los demás coeficientes **Durbin - Watson** exceden este límite que se fija para aceptar una hipótesis cero de autocorrelación positiva de primer grado con un nivel de error de 5 0/o.

Una mejor idea de la calidad de las estimaciones presentadas en el Cuadro 1 nos la da una simulación dinámica de (3), (6) y (8), seguida por una comparación de estas simulaciones con las observaciones estadísticas. Para obtener los valores simulados, sólo se supone que S, el valor de los activos del gobierno con el banco central, para el principio de octubre de 1983 asume su valor histórico. De (6), se computa la cantidad de dinero nominal G; en seguida, de (3) se calcula el nivel de precios P, suponiendo que la tasa de interés Z, siendo una variable exógena, es dada. Con P y el déficit público en términos reales D, la otra variable exógena del modelo  $S_{t+1}$ , se calcula, es decir el valor de los activos del gobierno con el banco central al principio del noviembre de 1983, **etcetera**. Los resultados de esta simulación son presentados en las Gráficas 1 - 3.



### INDICE DE LA CANTIDAD DE DINERO Y PREDICION EX POST DE ESTE INDICE

Indice de la cantidad de dinero

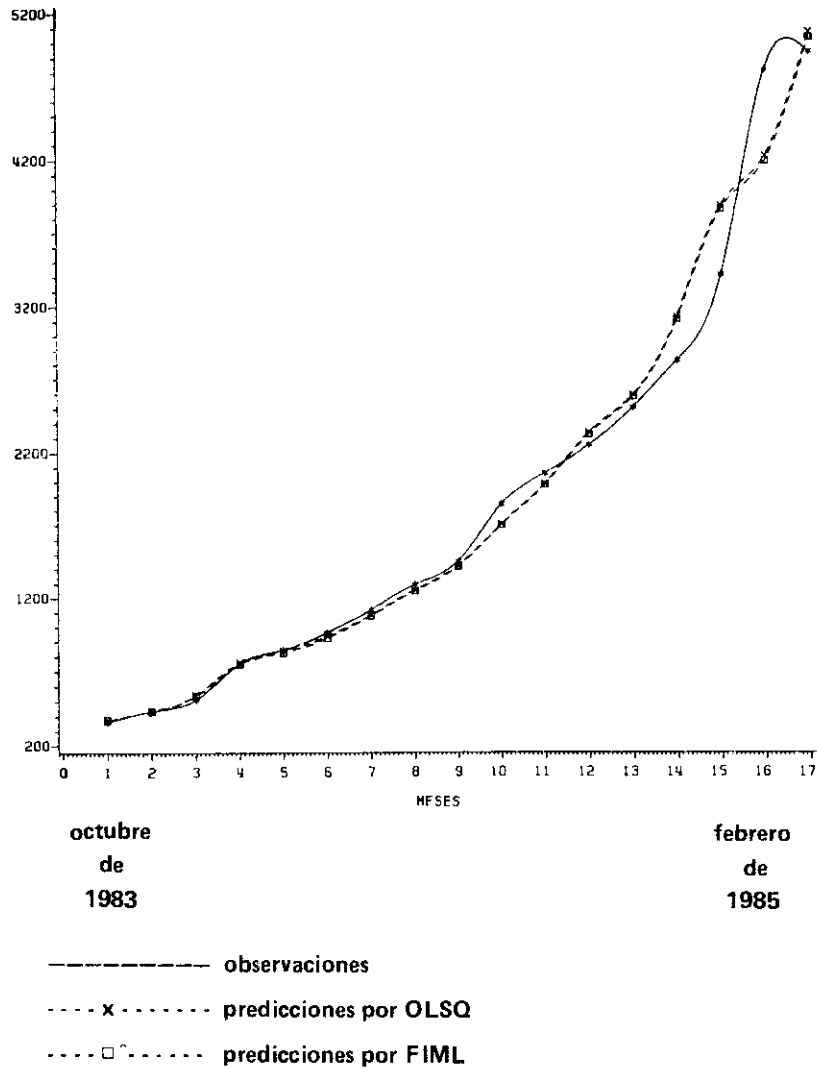
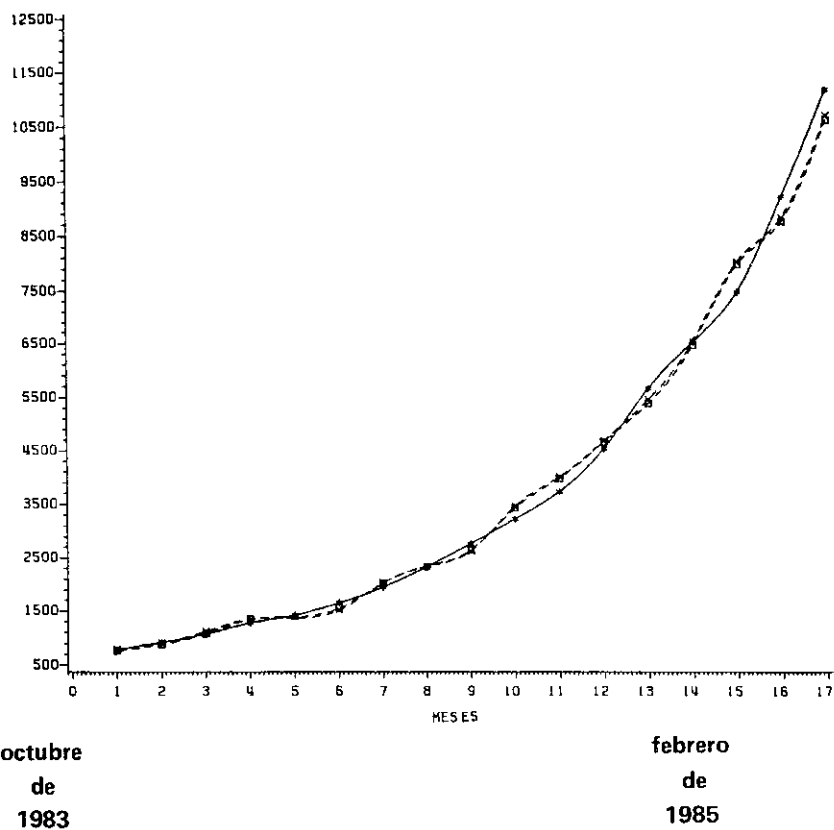


GRAFICO 2

**INDICE DE PRECIOS Y  
PREDICION EX POST DE ESTE INDICE**

Indice de precios (enero de 1977 = 100)



----- observaciones  
 - - - x - - - - predicciones por OLSQ  
 - - - □ - - - - predicciones por FIML

**GRAFICO 3**



Para evaluar estas simulaciones, presentamos en el Cuadro 2 algunos números para cada uno de los dos modelos OLSQ y FIML.

**Cuadro 2 Simulación de S, G y P (ecuaciones (3), (6) y (8)) para el período de observación, octubre de 1983 hasta febrero de 1985.**

	OLSQ			FIML		
	S	G	P	S	G	P
CORR	1.0000	0.9888	0.9973	1.0000	0.9887	0.9972
THEI	0.0126	0.0459	0.0252	0.0026	0.0439	0.0248
RMSE	123,100	219.3	250.7	25,200	207.1	242.3
BIAS	0.4972	0.0437	0.1793	0.0243	0.0000	0.0101
DUNO	0.4667	0.0690	0.0328	0.0006	0.0035	0.1172
RESV	0.0361	0.8873	0.7879	0.9751	0.9964	0.8727

CORR = coeficiente de correlación,

THEI = Coeficiente de desigualdad de **Theil**,

RMSE = raíz del error medio cuadrado

(“ **Root Mean Squared Error** ”)

Además, el Cuadro 2 contiene la descomposición del error medio cuadrado según **Theil** en

BIAS = sesgo (“**Bias**”),

DUNO = diferencia entre el coeficiente de regresión de la variable actual sobre la simulada y uno,

RESV = varianza residual.

La comparación de ambas simulaciones (del modelo estimado por OLSQ y del modelo estimado por FIML) muestra que el modelo FIML resulta mejor en todas las variables. Los coeficientes de correlación casi no cambian de un modelo al otro; sin embargo, todas las demás estadísticas del modelo FIML muestran la precisión superior de este modelo. Para la variable S se nota también un cambio drástico en los números que reflejan la descomposición del error medio cuadrático: Mientras que la simulación del modelo estimado por OLSQ implica un porcentaje pequeño

de la varianza residual en este error (3.6 %), hay un aumento dramático de este porcentaje si se simula el modelo estimado por FIML (hasta 97.5 %). Aparentemente, la consideración de la ecuación (8) y de la covarianza de  $u$  y  $v$  causan una mayor precisión en los resultados obtenidos. Como consecuencia, las simulaciones ex ante, presentadas en la próxima sección de este trabajo, se hacen sólo con el modelo estimado por FIML.

La única inquietud causada por estas simulaciones parece ser el aumento de la inexactitud de las predicciones en los últimos meses de la muestra. Las Gráficas 2 y 3 muestran que las varianzas de las observaciones son mayores durante los últimos tres meses (de los diez y siete meses de la muestra) que durante el tiempo anterior. Un fenómeno similar se puede observar en otros modelos de un desarrollo inflacionario, sobre todo de hiperinflación, como de Alemania en 1923 (Jaksch 1982). La explicación teórica de esta observación se puede desprender de la forma reducida del modelo (3), (6) y (8) que trataremos en la subsección 3.3. de este trabajo.

### 3.2. Especificaciones alternativas

En esta subsección, se discuten algunas especificaciones de (3) y (6) que difieren de las especificaciones presentadas arriba. Como se trata de investigaciones de las ecuaciones de comportamiento cada una por separado, comparamos estos resultados con las estimaciones por OLSQ.

Primero, la ecuación de demanda de dinero clásica es como (3) con  $\alpha_1$  restringida a uno. En este caso, se explica la demanda de dinero en términos reales ( $\log G - \log P$ ) por la tasa de interés y una constante.

Aunque en la ecuación (3) la estimación de  $\alpha_1$  por OLSQ no difiere mucho de uno (esto se califica abajo), hay opiniones entre economistas que se debería poner  $\alpha_1 = 1.0$  a priori.

Sin embargo tal procedimiento implica resultados inferiores de la estimación de (3). Si se calculan los coeficientes  $\alpha_0$  y  $\alpha_2$  por OLSQ,  $R^2$  disminuye de 0.9923 para (3) con  $\alpha_1$  no restringida) hasta 0.5394 (para (3) con  $\alpha_1$  restringida a 1.0). Esta última regresión implica también la caída de las estimaciones de  $\alpha_0$  y  $\alpha_2$  en términos absolutos. La estimación de  $\alpha_2$  disminuye de 0.5903 hasta 0.4665. Tal cambio se desprende también del Cuadro 1, comparando los valores estimados por  $\alpha_2$  en (3) con  $\alpha_1$  no restringida por OLSQ y por FIML. Por otra parte, las estimaciones del modelo total (3), (6) y (8) por FIML con la restricción

$\alpha_1 = 1.0$  implican como la estimación por OLSQ un aumento drástico del error cuadrado de la regresión que es entre 10 y 20 %. Desde el punto de vista económico, este resultado se explica por variaciones relativamente escasas de la tasa de interés (que varía cada tres meses para doce de las diez y siete observaciones). Desde luego, los regresores en (3) con  $\alpha_1 = 1.0$ , siendo estos la constante 1 y la tasa de interés, no varían tanto para explicar las variaciones observadas de  $\log G - \log P$ .

Por fin, puede preguntarse si el coeficiente estimado para  $\alpha_1$  por OLSQ, que es 0.953877, difiere significativamente de 1.0. Su desviación estandar estimada es 0.0290899, que implica un valor de "t" de 1.6 para  $1.0 - 0.953877 = 0.046123$ . Con diez y siete observaciones, no se puede rechazar la hipótesis de cero que  $\alpha_1 = 1.0$  a un nivel de error de 10 %. Pero el valor crítico de la distribución de "t" en este caso es igual a 1.74. Esto implica que un argumento tal no es posible a un nivel de error de poco más de 10 %.

Desde el punto de vista teórico, conocemos menos de la función de oferta de dinero (6). Como ya se mencionó, la introducción de la tasa de interés como variable independiente en esta función no fue confirmada por las estimaciones. Tampoco fue exitosa la introducción, de los activos foráneos en esta función. Esto quizás se explica por el tiempo histórico de nuestra investigación; antes de 1981, se obtuvieron otros resultados (Jaksch 1986).

Sin embargo, existen otras variables que pueden influir sobre la cantidad de dinero ofrecida. Estas son ante todo los activos que mantienen instituciones privadas, como los bancos comerciales y otras instituciones financieras, frente al banco central. Además, la tasa de interés demandada por los bancos influye sobre el deseo de los agentes privados de endeudarse y así sobre la cantidad de los activos, los cuales pueden servir como base para la creación de dinero. (Esta tasa de interés en general es correlacionada con la tasa de interés pagada por los bancos para depósito a mediano o largo plazo pero no es idéntica con la tasa que se trató anteriormente). Suponiendo como en (6) una interdependencia lineal en los logaritmos de estas variables, hemos calculado algunas regresiones por OLSQ para obtener estimaciones de los coeficientes de estas variables.

El primer intento consistió en considerar estas variables junto con los activos del gobierno frente el banco central. En esta especificación de la ecuación de oferta de dinero, las variables introducidas no mejora-

ban la regresión, ni como substitutos para estos activos del gobierno, ni como una fuente de información adicional. El último resultado es plausible en vista de los buenos resultados obtenidos por OLSQ para la versión original de (6), como se puede desprender del Cuadro 1. En un segundo intento de generalizar la especificación de (6), se obtuvieron estadísticos " t " para los parámetros estimados que, en general, han sido menores que 1.0 en valor absoluto. Sólo fué excepción una ecuación donde aparecieron log S y el logaritmo de la tasa de interés demandada por los bancos. Para esta variable se estimó una elasticidad de - 0.1393. Sin embargo, el estadístico " t " respectivo sólo alcanzó a - 1.25 que no es suficiente para rechazar la hipótesis de que esta variable no influye sobre la oferta de dinero a un nivel de  $10^{\alpha}/\sigma$ .

Aunque en estos intentos no se observa un cambio del rol que juegan los activos del gobierno en la explicación de la oferta de dinero, calculamos también la influencia de los activos privados nacionales y de la tasa de interés cobrada por los bancos bajo el supuesto de que no aparecía una variable de este tipo en la ecuación describiendo la oferta de dinero. En este caso, los activos privados influyeron marcadamente sobre esta oferta, mientras que esta tasa de interés no exhibió ninguna influencia sobre la variable dependiente. Además, los coeficientes de **Durbin - Watson** no alcanzaron a 0.58 en todos estos intentos. Esto indica una especificación inadecuada de tal ecuación que sólo puede consistir en una especificación incorrecta de los rezagos de las variables. Por otra parte, esto también puede indicar una especificación errónea con respecto a las variables escogidas. Si consideramos los actos de los particulares una consecuencia del comportamiento del gobierno y del banco central, llegamos a rechazar la inclusión de los activos de los bancos comerciales y de la tasa de interés para créditos extendidos de los bancos como variables en el modelo.

### 3.3. Estructura temporal y especificación estocástica del modelo.

Si se conoce la estructura temporal del modelo (3), (6) y (8), se nota que en las ecuaciones de comportamiento (3) y (6) no aparecen variables rezagadas. Esto está de acuerdo con los modelos clásicos de la inflación y, además, contradice el modelo para Argentina en 1977 - 1981 delineado en **Jaksch** 1986. Esta observación gana más peso si se estudia el proceso lineal y autoregresivo de primer orden en el vector compuesto

de  $\log P_t$  y  $\log G_t$  que son las variables dependientes en las ecuaciones de comportamiento (3) y (6). Si se estiman los parámetros de este proceso por FIML, se obtiene un resultado plausible, y las simulaciones **ex post** con este modelo autorregresivo son aproximadamente tan buenas como los resultados presentados en el Cuadro 2.

Sin embargo, desde el punto de vista económico no parece adecuado prognosticar efectos causados por el Plan Austral con un modelo completamente autorregresivo. El Plan Austral cambió fundamentalmente las variables exógenas del modelo (3), (6) y (8) que no aparecen en el modelo autorregresivo, y de antemano nos parece imposible captar estos efectos con un modelo que no toma en cuenta estas variables.

Si se acepta este argumento, puede preguntarse si se mejora el modelo (3), (6) y (8), estimado por FIML, por la introducción de por lo menos una u otra de las dos variables  $\log P_{t-1}$  y  $\log G_{t-1}$ . Tal esfuerzo tampoco aumentó la calidad de las estimaciones y predicciones **ex post** en el modelo estimado por FIML. La razón de este hecho se explicará en el resto de esta subsección.

Para obtener un mejor entendimiento del modelo (3), (6) y (8), solucionamos la recursión (8) para expresar  $S_t$  como función de

$P_{t-1} D_{t-1}, P_{t-2} D_{t-2}, \dots, P_0 D_0$  y  $S_0$ . Se obtiene

$$S_t = \sum_{\theta=0}^{t-1} P_{\theta} D_{\theta} + S_0 \quad (24)$$

La equivalencia de (8) y (24) se verifica por inducción completa con respecto a  $t$ .

Sustituyendo (24) en (6) nos da

$$\log G_t = \log \beta_0 + \beta_1 \log \left( \sum_{\theta=0}^{t-1} P_{\theta} D_{\theta} + S_0 \right) + v_t \quad (25)$$

donde  $v_t$  es una variable estocástica. Si se soluciona (3) por  $\log P_t = \alpha_1 \log G_t$  y se considera la variable estocástica  $u_t$  explícitamente, se obtiene además

$$\log P_t = \alpha_1 \log G_t = \log \alpha_0 + \alpha_2 \log Z_t + u_t \quad (26)$$

(26) y (25) definen la **forma estructural** de nuestro modelo después de la eliminación de la identidad (8). Ambas ecuaciones forman un pequeño sistema de ecuaciones con variables endógenas  $\log P_t$  y  $\log G_t$ . Se soluciona (26) y (25) para estas dos variables sustituyendo el segundo término de (25) para  $\log G_t$  en (26) y escribiendo  $\log P_t$  como función de las variables endógenas rezagadas, las variables exógenas y las variables aleatorias.

En lugar de (26) tendremos

$$\log P_t = \log \alpha_0 + \alpha_2 \log Z_t + \alpha_1 \log \beta_0 \quad (27)$$

$$+ \alpha_1 \beta_1 \log \left( \sum_{\theta=0}^{t-1} P_{t-\theta} D_{t-\theta} + S_0 \right) + u_t + \alpha_1 v_t \quad (t=1,2,\dots).$$

(27 y (25) son la **forma reducida** del modelo (26) y (25).

Esta forma reducida muestra que  $\log P_t$  depende de una manera no lineal de  $\log P_{t-1}$ ,  $\log P_{t-2}$ , ...,  $\log P_0$ . Esta dependencia no es aparente en la ecuación (3) sola, y en métodos de estimación que se aplican a (3) y (6) por separado, no se considera esta relación de  $\log P_t$  con  $\log P_\theta$ ,  $\theta < t$ . Desde luego, no es extraño que la estimación de las ecuaciones de comportamiento nos pueda indicar que las variables rezagadas no han sido consideradas correctamente.

Se puede añadir que de la forma reducida (27) y (25) se derivan los coeficientes de la forma estructural (26) y (25) inequívocamente. Por tanto, el modelo estructural está exactamente identificado. Además, las estimaciones de los parámetros de la forma reducida por FIML nos dan implícitamente estimaciones para la forma estructural que casi son iguales a las estimaciones presentadas en el Cuadro 1. Por esta razón, las predicciones **ex post** caracterizadas en el Cuadro 2 tampoco difieren de las predicciones calculadas en base a la forma reducida (26) y (25).

Para investigar de manera más profunda problemas de especificación estocástica del modelo (3), (6) y (8) sería muy útil derivar de (26)

y (25) la **forma final** del modelo, y sobre todo escribir  $\log P_t$  como función de las variables exógenas, de  $S_0$  y de las variables aleatorias  $u_t$  y  $v_t$ . Sin embargo, esta forma aparentemente no se obtiene sin dificultades, ya que  $\log P_t$  depende en una manera no lineal de  $\log P_\theta$ ,  $\theta < t$ . Más fácil es partir de (12), (13) y (14) para obtener una idea de las influencias estocásticas sobre  $\log Q_t$ . Desde ahí, se regresa más fácilmente a  $\log P_t$ .

Primero, generalizamos (12) y (13) por las definiciones

$$\begin{aligned}\log \alpha_{0t} &= \log \alpha_0 + u_t \\ \log \beta_{0t} &= \log \beta_0 + v_t\end{aligned}\quad (t = 0, 1, 2, \dots)$$

Desde luego,  $\log \alpha_{0t}$  y  $\log \beta_{0t}$  son variables estocásticas, normalmente distribuidas, con el vector esperado  $\log \alpha_0$ ,  $\log \beta_0$  y la misma matriz de covarianza como  $u_t$ ,  $v_t$ .

Segundo, definimos la función  $F_t$  por

$$F_t = \left( Q_t^\mu + E_t \right), \quad (t = 0, 1, 2, \dots). \quad (28)$$

Si  $\mu$  no difiere mucho de uno, el exponente de  $Q_t$  en (28) no difiere mucho de cero. Considerando (28), se obtiene de (14)

$$Q_{t+1} = Q_t^\mu F_t^\mu, \quad (t = 0, 1, 2, \dots). \quad (29)$$

La inducción completa con respecto a  $t$  nos da la solución de (29):

$$Q_t = Q_0^\mu \prod_{\theta=0}^{t-1} F_\theta^{\mu^{t-\theta}} = Q_0^\mu \prod_{\theta=0}^{t-1} \left( Q_\theta^\mu + E_\theta \right)^{\mu^{t-\theta}} \quad (30)$$

tomando logaritmos a ambos lados de (30) obtenemos

$$\log Q_t = \mu^t \log Q_0 + \sum_{\theta=0}^{t-1} \mu^{t-\theta} \log \left( Q_\theta^\mu + E_\theta \right). \quad (31)$$

Una mejor información sobre la estructura estocástica de  $\log P_t$  se desprende de una consideración de  $E_\theta$  ( $\theta = 0, 1, \dots, t$ ) que se obtiene de

$$\begin{aligned} \log \left( Q_{\theta}^{\frac{1}{\mu} - 1} + E_{\theta} \right) &= \log \left[ E_{\theta} \left( 1 + \frac{Q_{\theta}^{\frac{1}{\mu} - 1}}{E_{\theta}} \right) \right] \\ &= \log E_{\theta} + \log \left( 1 + \frac{Q_{\theta}^{\frac{1}{\mu} - 1}}{E_{\theta}} \right) \end{aligned}$$

y la definición de  $Q_t$  y  $E_t$  de (13):

$$\begin{aligned} \log P_t &= \alpha_1 \log \beta_{0t} + \log \alpha_{0t} - \lambda \log Z_t \\ &+ \mu^t (\log P_0 + \lambda \log Z_0 - \alpha_1 \log \beta_{00} - \log \alpha_{00}) \\ &+ \sum_{\theta=0}^{t-1} \mu^{t-\theta} \log D_{\theta} - \lambda \sum_{\theta=0}^{t-1} \log Z_{\theta} \\ &+ \sum_{\theta=0}^{t-1} \mu^{t-\theta} \log \alpha_{0\theta} + \frac{\alpha_1}{1-\mu} \sum_{\theta=0}^{t-1} \mu^{t-\theta} \log \beta_{0\theta} \\ &+ \sum_{\theta=0}^{t-1} \mu^{t-\theta} \log \left( 1 + \frac{P_{\theta}^{\mu} v_{\theta} Z_{\theta}}{D_{\theta}} \right) \end{aligned} \quad (32)$$

donde (de (27) para  $t = 0$ )

$$\log P_0 = \log \alpha_0 + \alpha_2 \log Z_0 + \alpha_1 \log \beta_0 + \alpha_1 \beta_1 \log S_0 + u_0 + \alpha_1 v_0$$

Desgraciadamente, (32) ya no es la forma final para  $\log P_t$  en la última suma de ésta ecuación aparecen las  $P_{\theta}$ ,  $\theta < t$ . Pero si  $\mu$  es aproximadamente igual a uno, la influencia de estas variables a  $\log P_t$  puede ser pequeña si se la compara con la influencia de las variables exógenas y latentes. Más importante aún es, como se desprende de (32), que  $\log \beta_{0\theta}$  y  $\log \alpha_{0\theta}$  para cada  $\theta < t$  influyen sobre  $\log P_t$ . Además estas influencias tienen un peso que disminuye geométricamente con el aumento de  $\theta$ , y la ponderación de estas variables aleatorias equivale aproximadamente a uno. Por esta razón, no es extraño que un proceso autorregresivo, aún siendo lineal y de primer grado, ofrezca una explicación de  $\log P_t$  que es relativamente satisfactoria. Pero tal proceso ya está implícito en el mode-



lo (3), (6) y (8) y no debe ser incorporado en las ecuaciones de comportamiento por una variable rezagada.

#### **4. Simulaciones de algunos efectos del Plan Austral sobre el nivel de precios en Argentina.**

##### **4. 1 La situación económica de Argentina en 1985 y el Plan Austral.**

La aplicación de nuestro modelo econométrico para simulaciones **ex ante** se basa en el supuesto de que tanto la estructura económica reflejada en este modelo como el valor de los parámetros estimados son correctos. Esta palabra se usa en el sentido de que se supone que ambos no varían ni con una variación de las variables exógenas, como el déficit en el presupuesto público y la tasa de interés, ni con cambios de variables fuera del modelo, como medidas políticas del gobierno o influencias internacionales. Este supuesto es **a priori**, y no se lo discute más. Pero es necesario enfatizar que el Plan Austral, como una intervención brusca y profunda en los asuntos cotidianos de los argentinos, puede iniciar un cambio de esta naturaleza. Teniendo en cuenta que no es la estructura del modelo lo que es afectada, sino uno u otro de los coeficientes estimados, puede variarse el valor de este coeficiente de antemano. Sin embargo, en esta sección no suponemos ningún cambio ni en la estructura del modelo ni en los parámetros estimados.

Se estimó nuestro modelo con datos estadísticos que terminaban en febrero de 1985. La situación económica de Argentina antes de esta fecha está bien descrita en **World Bank** 1985. Aquí anotamos sólo algunos hechos más importantes.

El producto bruto interno (PBI) en 1983 (y, se puede añadir, en 1984 y 1985) no superó el monto de este producto observado diez años antes. Por otra parte, la tasa de inflación entre febrero y marzo 1985 alcanzó un 20 %/o. En la Alemania de la primera posguerra, se llegó a una tasa de inflación tan alta en el otoño de 1921, y a la hiperinflación menos de un año más tarde. (Estas tasas de inflación están medidas por el índice de precios al por mayor). Las causas de este proceso son, en términos de nuestro modelo, el déficit en el presupuesto público, financiado por emisión de dinero, y la tasa de interés que, para una cantidad de dinero dada, determina la demanda de la cantidad de dinero real y así el nivel de precios. En la Argentina a principios de 1985, esta primera variable alcanzó

en términos reales a más de 10 % del PBI de 1983; la segunda variable, la tasa de interés, llegó al 20 % ( en términos mensuales ) en marzo de 1985.

El Plan Austral, anunciado el 14 de junio de 1985 por el Presidente de la República (**Clarín Internacional**, 10 al 16 de junio de 1985, **Institut fur iberoamerika-Kunde** 1985) consistió en un conjunto de medidas políticas con la intención de frenar el proceso inflacionario en Argentina, ya que el gobierno visualizó este proceso como el obstáculo principal para la modernización y el desarrollo de la economía argentina postergada cada vez más desde la depresión mundial de 1930 en comparación con los países industrializados.

En términos de las variables de nuestro modelo, el Plan Austral previó la reducción del déficit en el presupuesto público a 2.5 % del PBI con la condición adicional de que este monto se financiaría con créditos foráneos. Para estabilizar el valor de la nueva moneda, denominada Peso Austral, se intentó un tipo de cambio fijo con el dólar estadounidense, siendo el valor del Austral igual a 1.25 dólar. Se puede imaginar que la política monetaria argentina fuera fuertemente influenciada por el objetivo de mantener este tipo de cambio oficial (y, se puede añadir, para no permitir una brecha excesiva entre el tipo de cambio en el mercado paralelo y este tipo de cambio oficial).

Es sabido que el déficit en el presupuesto público fue causado por pérdidas de la mayoría de las empresas públicas en Argentina. Para eliminar estas pérdidas, el gobierno decretó antes de la proclamación del Plan Austral un fuerte aumento de los precios de los bienes ofrecidos por estas empresas. De esta manera, la disminución del déficit público requerida por el Plan Austral fue posible por una medida que no se puede repetir fácilmente y que por si misma aumentó directamente el nivel de precios.

Otras medidas del Plan Austral fueron el congelamiento de los precios de muchos bienes de consumo, y una reducción forzosa de todas las deudas a largo. La primera medida, importante de punto de vista político y para el mantenimiento de la paz social, no tiene cabida en modelo. Es claro que el congelamiento de los precios relativos a largo plazo implica distorsiones en la asignación de los recursos. Entonces, el efecto -más cosmético que real en las primeras semanas de la estabilización - pierde su función y deviene un lastre para una política racional.

Sin embargo, hasta fines del año 1985 no se desarrollaron mercados negros que valgan la pena de ser mencionados. Por otra parte, la in-

tervención gubernamental en la actividad de las empresas impuesta por tal prescripción de precios relativos, ha sido un obstáculo para la revitalización de la economía argentina, que por si mismo tiene sus propias implicaciones políticas. En nuestro modelo, que parte de la base de que la cantidad de dinero en la economía determina el nivel de precios, no hay lugar para la consideración de estas intervenciones políticas. Aunque este modelo puede aparecer como poco elaborado para simular los efectos del Plan Austral, los resultados que se presentan más adelante muestran que tal juicio es prematuro.

#### 4.2 Algunas simulaciones determinísticas.

Predicciones *ex ante* obtenidas con el modelo presentado arriba son todas aquellas predicciones que corresponden al período posterior a febrero de 1985. Lo ocurrido al año subsiguiente, es decir hasta febrero de 1986 ( cuando se escribe este artículo) es conocido. Sin embargo, la falta de estadísticas y de otras informaciones exactas y profundas sólo permiten un conocimiento superficial de este período. La simulación **ex ante**, que se intenta hacer con el modelo econométrico, debe comprender todo este año.

Además, también es aconsejable simular el período subsiguiente a febrero de 1986. Como es sabido por ejemplo de la estabilización del marco alemán en noviembre de 1923, es probable que se sintieran los efectos de estas medidas políticas aún hasta un año más tarde (**Netzband y Widmaier** 1964, **Holtferich** 1980). Por esta razón, elegimos como horizonte de nuestras simulaciones febrero de 1987.

Hay otros argumentos para elegir este horizonte. En febrero, terminan las vacaciones, y con la normalización del ritmo económico será posible ver con mayor claridad si el gobierno puede mantener el déficit en el presupuesto público en un nivel que permita la estabilización de la moneda durante un lapso más largo.

Para simular el desarrollo inflacionario hasta febrero de 1987, se definen tres escenarios alternativos para el desarrollo de las variables exógenas del modelo: para expresar su carácter en pocas palabras, las llamamos la alternativa pesimista, la alternativa realista y la alternativa optimista. Cada una de estas alternativas se refiere a un supuesto desarrollo del déficit en el presupuesto público y de la tasa de interés, que son las

riables exógenas de nuestro modelo.

Para todas estas tres alternativas ficticias de las políticas simuladas, se supuso el mismo desarrollo de las variables exógenas entre marzo de 1985 y mayo de 1985. La tasa de interés pagada por los bancos comerciales fue 20 % en marzo y 24 % en abril de 1985. Para mayo de 1985, se supuso también una tasa de 24 %.

Sobre el déficit en el presupuesto público y el índice de precios al por mayor no se dispone de datos estadísticos. Se supuso, entonces, este déficit equivalió al promedio de los déficits que se observaron entre octubre de 1983 y febrero de 1985. En términos reales y calculado para todo el año, este déficit alcanzó a un 12.5 % del PBI de 1983.

El Plan Austral previó una reducción abrupta de este déficit a 2.5 % del PBI. Para la primera mitad de junio de 1985 se supuso entonces una continuación de la política anterior, pero para la segunda mitad de este mes, una reducción al monto previsto. Sin embargo, esta política sólo fue posible gracias al alza generalizada de los precios demandados por el sector público antes del anuncio del Plan Austral. Así se influyó en el nivel de precios directamente, y esto tiene un efecto sobre el índice de precios al por mayor durante la segunda mitad de 1985. Luego, se supuso que desde junio de 1985, se tenía un efecto exógeno sobre el índice de precios: un cuarto del índice calculado fue sustituido por un cuarto del índice que se calculó para mayo de 1985, y que se duplicó para tomar en cuenta el aumento de los precios para los servicios públicos. Este efecto se disminuyó en un quinto para los cinco meses siguientes, y se supuso que después de cinco meses, es decir a posteriori de noviembre de 1985, no se sintió más este alza particular de los precios públicos.

Hasta aquí, los supuestos para el desarrollo de las variables del modelo fueron los mismos para las tres alternativas arriba mencionadas. En seguida, discutiremos los demás supuestos que varían de una alternativa a otra. Las variables exógenas que corresponden a cada alternativa se presentan en el Cuadro 4, junto con las predicciones determinísticas de las variables endógenas que se derivan del modelo a base de estas variables exógenas.

a) En la **alternativa pesimista**, se supone que la reducción del déficit en el presupuesto público, que se fija en aproximadamente 2.5 % del PBI de 1983 en junio de 1985, aumenta en tasas constantes hasta alrededor de un 5 % del PBI en febrero de 1986 y permanece constante en este nivel hasta febrero de 1987.

Para defender el tipo de cambio, la tasa de interés aumenta desde junio de 1985 hasta febrero de 1986 de 5 % a 13 % mensual y permanece constante a este nivel hasta febrero de 1987.

La hipótesis de que la reducción brusca del déficit en el presupuesto público, que se observó en Junio de 1985, no sería posible a largo plazo se puede fundamentar en el hecho de que ni una reforma profunda del sistema tributario, ni una reestructuración del gasto público parecen posibles en un lapso tan corto. La disminución del gasto público ya fue imposible durante el período del gobierno militar entre 1976 y 1983 (**Alemann** 1981), y no todas las causas que han impedido tal reforma durante este tiempo cambiaron después de octubre de 1983.

La imposibilidad de controlar el déficit implica **ceteris paribus** un aumento en el nivel de precios. En este caso, tanto la defensa del tipo de cambio como el alza de costos de créditos bancarios requieren de un aumento en la tasa de interés. En nuestro modelo, esto disminuye la cantidad real de dinero que demanda el público y con ello aumenta el nivel de precios aún más.

Los resultados obtenidos en los cálculos (Cuadro 4) indican que una política de este tipo no puede frenar la inflación a largo plazo. Desde junio de 1985 hasta aproximadamente noviembre de 1985, el nivel de precios permanece constante. Después se observa una aceleración de la inflación que, entre setiembre de 1986 hasta febrero de 1987, supera el 100 % en términos anuales. Desde luego, se observa un desarrollo que puede ser interpretado como otro impacto de inflación, quizás una plataforma para olas inflacionarias bien conocidas en la historia argentina (**di Tella** 1982).

b) La alternativa realista difiere de la alternativa pesimista en el supuesto desarrollo de las variables exógenas durante los meses posteriores al anuncio del Plan Austral. Como en la alternativa pesimista, suponemos que el gobierno argentino no puede mantener el déficit en el presupuesto público a un nivel de 2.5 % del PBI de 1983. Sin embargo, dado que desde noviembre de 1985 se produjo un efecto de la política sobre el déficit, suponemos entonces que tanto una reforma tributaria como una reducción de los gastos públicos disminuye paulatinamente este déficit hasta llegar al 2.5 % del PBI de 1983 en febrero de 1987. Entonces, después de la reducción drástica del déficit en junio de 1985 se observa un alza hasta febrero de 1986 y a continuación una reducción hasta febrero de 1987.

La tasa de interés corresponde a esta política en el presupuesto público. Primero, hay un aumento de esta tasa desde un 5 % hasta un 6.5 %.

mensual durante la primera etapa de este período seguido de un lapso de interés constante a ese nivel (que, sin embargo, es sumamente alto para una economía con moneda estable).

Los resultados de esta simulación indican un nivel de precios estable hasta febrero de 1986 y después un alza de este nivel que, entre setiembre de 1986 y febrero de 1987 desemboca en una tasa de inflación de aproximadamente 37 % anuales. Esta tasa nos parece un punto de partida para una política de moneda estable a largo plazo, que se debe fundar sobre reformas profundas en el presupuesto público. Aún un financiamiento foráneo de un déficit del orden del 2.5 % del PBI de 1983 no es un reaseguro completo contra otra ola inflacionaria, sobre todo si tuviera lugar un cambio adverso en los parámetros de las ecuaciones de comportamiento.

c) En nuestro modelo, una estabilización completa se puede efectuar con una eliminación total del déficit en el presupuesto público y una tasa de interés estable. Entonces, en la **alternativa optimista** hemos supuesto una reducción del déficit de su nivel de principios de junio de 1985 a cero en febrero de 1987. Esta reducción se efectuó gradualmente con montos iguales para cada mes durante este período, como se puede desprender del Cuadro 4, col. 7. La tasa de interés se mantiene constante en un 5 % mensual. Otra vez subrayamos que tal tasa parece sumante al ta para una economía con un nivel de precios estabilizado.

Aunque no se supone en esta alternativa una baja drástica del déficit en el presupuesto público al principio del período después de la iniciación del Plan Austral en junio de 1985, se obtuvo una reducción de la tasa anual de inflación a poco más del 10 % entre setiembre de 1986 y febrero de 1987. Una política decisiva de disminuir el déficit puede ser tan exitosa como una política de "shock" implícita en el Plan Austral. Si las variables básicas, en nuestro caso el gasto y el ingreso público, son afectadas a largo plazo, una política semejante puede ser más convincente que una política que disminuye el déficit bruscamente por medidas que son efectivas en el momento sin tener perspectivas a largo plazo.

Así, la alternativa optimista presentada aquí no es tan irreal como quizás parece. El modelo muestra que aún con un déficit más alto poco después de junio de 1985, pero con una decidida política de eliminación de este déficit, Argentina puede llegar a una estabilización casi completa del nivel de precios. Una inflación de 10 % anual es conocida en

muchos países europeos, y no debe frenar la modernización de la industria, necesaria lo más pronto posible.

En el Cuadro 4, presentamos los valores de las variables exógenas (déficit D y tasa de interés Z) y el nivel de precios P resultante de las simulaciones.

Cuadro 4 - Variables exógenas (déficit D y interés Z) y el nivel de precios P resultante de las simulaciones.

	a)			b)			c)		
	D	Z	P	D	Z	P	D	Z	P
3.85	180.0	20.0	14226	180.0	20.0	14226	180.0	20.0	14226
4.85	180.0	24.0	18716	180.0	24.0	18716	180.0	24.0	18716
5.85	180.0	24.0	23010	180.0	24.0	23010	180.0	24.0	23010
6.85	108.0	5.0	21806	108.0	5.0	21806	108.0	5.0	21806
7.85	41.1	6.0	22438	41.1	5.5	21917	102.0	5.0	21370
8.85	46.3	7.0	22575	46.3	6.0	21486	97.2	5.0	20998
9.85	51.4	8.0	22984	51.4	6.5	21258	91.8	5.0	20682
10.85	56.6	9.0	23713	56.6	6.5	20619	86.4	5.0	20412
11.85	61.7	10.0	24825	61.7	6.5	20111	81.0	5.0	20178
12.85	66.9	11.0	27332	66.9	6.5	20994	75.6	5.0	21212
1.86	72.0	12.0	30180	72.0	6.5	21994	70.2	5.0	22229
2.86	72.0	13.0	33453	72.0	6.5	23124	64.8	5.0	23219
3.86	72.0	13.0	35829	69.0	6.5	24314	59.4	5.0	24176
4.86	72.0	13.0	38378	66.0	6.5	25514	54.0	5.0	25090
5.86	72.0	13.0	41115	63.0	6.5	26722	48.6	5.0	25954
6.86	72.0	13.0	44055	60.0	6.5	27931	43.2	5.0	26758
7.86	72.0	13.0	47211	57.0	6.5	29136	37.8	5.0	27497
8.86	72.0	13.0	50601	54.0	6.5	30332	32.4	5.0	28161
9.86	72.0	13.0	54244	51.0	6.5	31513	27.0	5.0	28475
10.86	72.0	13.0	58158	48.0	6.5	32673	21.6	5.0	29241
11.86	72.0	13.0	62363	45.0	6.5	33807	16.2	5.0	29646
12.86	72.0	13.0	66884	42.0	6.5	34908	10.8	5.0	29954
1.87	72.0	13.0	71744	39.0	6.5	35970	5.4	5.0	30161
2.87	72.0	13.0	76967	36.0	6.5	36987	0.0	5.0	30266

a) alternativa pesimista

b) alternativa realista

c) alternativa optimista

D déficit en el presupuesto público, calculado por (7), S igual a los "claims of the central bank on government, serie 12A", **International Financial Statistics**, y P, para estimar el modelo (3), (6) y (8); a base de este, se supusieron los valores presentados arriba,

Z tasa interés testigo 30 días,

P índice de precios mayoristas, 1.77 correspondiente a 1.0.

#### 4.3. Simulaciones estocásticas.

Puede preguntarse si los resultados de las simulaciones determinísticas **ex ante** sufren variaciones tan grandes al punto que los valores pronosticados sean poco confiables. Para obtener respuesta a esta pregunta, hemos simulado la alternativa llamada realista también bajo la condición de que  $u_t$  y  $v_t$ , las variables aleatorias de las ecuaciones de comportamiento, sean realizaciones de variables distribuidas normalmente, con vector esperado igual a cero y matriz de covarianza que se estimó por FIML y reproducida en el Cuadro 1.

Repitiendo este procedimiento de calcular las variables endógenas, se obtuvo una base para estimar el valor del error estandard para cada predicción **ex ante**.

Se hicieron cuatro ensayos de este tipo, dos con 100 y dos con 1000 repeticiones. La variable P (el nivel de precios), que se obtuvo por una simulación con 100 y una con 1000 repeticiones, junto con su valor medio y error estandard, es presentada en el Cuadro 5. Las dos simulaciones que no se presentan aquí tuvieron resultados muy semejantes. Para obtener un mejor juicio sobre las predicciones **ex post** (a base de variables exógenas que no son ficticias, pero históricas), se las introdujo en este Cuadro.

Para interpretar estos resultados, consideramos primeramente los medios aritméticos de estas simulaciones estocásticas. Aún sin un análisis mas detallado se ve que estos números reflejan el desarrollo actual (hasta febrero de 1985) y las predicciones obtenidas por la simulación determinística. No se puede distinguir un sesgo en la serie simulada, y la dispersión de estos medios aritméticos alrededor de la otra serie no es grande.

Menos satisfactorios son los errores estandard que se calcularon para toda la serie de las predicciones. Del Cuadro 5 se desprende que este error aumenta de menos de 10<sup>o</sup>/o (octubre de 1983) a un 25<sup>o</sup>/o (febrero de 1985) y finalmente a un 35<sup>o</sup>/o (febrero de 1987) de los valores medios de la predicción.

Estos números se refieren a la simulación presentado en Cuadro 5 que se obtuvieron con 1000 repeticiones. Con sólo 100 repeticiones, el error estandard es aún un poco más grande: Para febrero de 1987, alcanza a más de 40<sup>o</sup>/o del respectivo valor medio.

Estos resultados indican los límites de la confianza que se debe



Cuadro 5 - Resultados de las simulaciones estocásticas, alternativa, realista, variable nivel de precios P.

mes	obs.	100 rep.		1000 rep.	
10.83	792	773	56	779	52
11.83	925	884	73	892	66
12.83	1075	1085	105	1096	94
1.84	1276	1344	158	1361	142
2.84	1421	1393	175	1412	156
3.84	1648	1552	208	1573	185
4.84	1951	2032	295	2062	262
5.84	2334	2351	368	2387	325
6.84	2773	2664	443	2708	391
7.84	3234	3456	622	3516	547
8.84	3737	4019	772	4092	676
9.84	4544	4717	967	4807	846
10.84	5669	5455	1166	5561	1019
11.84	6539	6570	1504	6704	1310
12.84	7499	8135	2006	8309	1740
1.85	9239	8943	2270	9137	1965
2.85	11193	10866	2927	11110	2525
3.85	----	14584	4233	14925	3630
4.85	----	19257	5921	19720	5055
5.85	----	23772	7760	24359	6596
6.85	----	22575	7578	23139	6426
7.85	----	22729	7799	23301	6602
8.85	----	22310	7769	22874	6569
9.85	----	22105	7835	22668	6616
10.85	----	21478	7770	22028	6549
11.85	----	20992	7776	21534	6541
12.85	----	21939	8228	22507	6913
1.86	----	23013	8746	23611	7339
2.86	----	24229	9339	24860	7827
3.86	----	25511	9972	26178	8346
4.86	----	26808	10621	27511	8877
5.86	----	28114	11281	28853	9417
6.86	----	29425	11952	30199	9965
7.86	----	30733	12628	31543	10516
8.86	----	32033	13307	32879	11070
9.86	----	33320	13985	34201	11621
10.86	----	34585	14659	35500	12168
11.86	----	35824	15324	36772	12707
12.86	----	37028	15975	38009	13236
1.87	----	38191	16610	39204	13749
2.87	----	39307	17222	40349	14245

tener en las predicciones **ex ante** de nuestro modelo. Sin embargo, si no interesan tanto los niveles de precios, sino su variación, es decir la tasa de inflación que estos niveles implican, los resultados de las simulaciones determinísticas aparecen otra vez bajo una luz más favorable.

Primero, cada una de nuestras simulaciones estocásticas nos predicen una tasa de inflación anual, calculada a base de las predicciones medias del nivel de precios entre setiembre de 1986 y febrero de 1987, que varía

poco de una predicción a otra. Se obtienen así tasas de inflación anual de 37.86, 37.72, 38.12 y 38.03  $\%$ . El error standard de estas predicciones se calcula en 0.0363 para ambas simulaciones con 1000 repeticiones (que implican una tasa de inflación de 38.12 y 38.03  $\%$  respectivamente), y en 0.0308 y 0.0310 para las simulaciones con 100 repeticiones. Esto indica que el error standard es menor que el 10  $\%$  en cada una de las cuatro simulaciones estocásticas, lo que implica una precisión bastante superior a la que se calcula para los niveles de precios.

Finalmente, el enfoque político no es tanto la tasa de inflación misma, sino la probabilidad de que no supere un cierto límite que se considera intolerable. Si se ubica tal límite en un 40  $\%$  de inflación anual, se puede calcular el porcentaje de las simulaciones que resultan en una tasa inferior de este número e interpretar este porcentaje como la probabilidad de que la política antiinflacionaria requerida por las variables exógenas sea exitosa. En nuestras simulaciones estocásticas, los porcentajes respectivos fueron 79.0, 76.0, 72.4 y 74.4 (el primer y el segundo número se refieren a las simulaciones con 100 repeticiones).

Este resultado nos muestra que, con los senderos de las variables exógenas en la alternativa llamada "realista" en la simulación determinística, el político tiene una probabilidad que oscila entre un 70  $\%$  y un 80  $\%$  de tener éxito, es decir de lograr una reducción de la tasa de inflación a menos de un 40  $\%$  anual entre setiembre de 1986 y febrero de 1987. Esto deberá ser una buena base para la continuación con una política que transforme la economía argentina en una economía desarrollada.

## REFERENCIAS

1. ALEMAN, Juan E.: **La reducción del gasto público**. Buenos Aires 1981.
2. CLARIN (Edición internacional), año XI, Nº 548, Buenos Aires 10 al 16 de junio 1985.
3. DI TELLA, Guido: **La Argentina económica (1943-1982)**, Criterio 55, 24 de diciembre de 1982, 764 - 763.
4. HOLTFRERICH, Carl-Ludwing: **Die deutsche Inflation 1914 - 1923**. Berlín y Nueva York 1980.
5. INSTITUT FÜR IBEROAMERIKA - KUNDE: **Lateinamerika - Analysen, Daten, Dokumentation. Beiheft Nº 1: Der "Plan Austral" - Währungsreform und Stabilitätspolitik in Argentinien**. Hamburgo 1985.
6. JAKSCH, Hans Jürgen J.: **Ein einfaches ökonomisches Modell für die deutsche Hyperinflation von 1923**, en: Gerald D. FELDMAN, Carl - Ludwing HOLTFRERICH, Gerhard A. RITTER und Peter - Christian Witt (ed.): **Die deutsche Inflation. Eine Zwischenbilanz**. Berlín y Nueva York 1982, 107 - 131.
7. JAKSCH, Hans Jürgen: **Kleine ökonomische Modelle für sich rasch entwertende Währungen: Deutschland 1920/23 und Argentinien 1977/81**, IFO-Studien, 32, 1986.
8. NETZBAND, Karl Bernhard y Hans Peter Widmaier: **Währungs und Finanzpolitik der Ara Luther**. Basilea y Tubinga 1964.
9. OSTROWSKI, Alexander: **Vorlesungen über Differential und Integralrechnung, I**, 2da. Ed. Basilea y Stuttgart 1960.
10. WILLMS, MANFRED: **Geldangebotstheorie**, en: H. Jörg Thieme (ed.): **Geldtheorie. Entwicklung, Stand und systemvergleichende Anwendung**. Baden - Baden 1985, 11 - 40.
11. WORLD BANK (International Bank for Reconstruction and Development): **Argentina - Economic Memorandum, Vol. I: The Main Report, Vol. II: Statistical Appendix**, Washington 1985.

## SIMULACION DE POLITICAS ANTIINFLACIONARIAS EN ARGENTINA

## RESUMEN

Se presenta un modelo econométrico en pequeña escala que consta de tres ecuaciones con la finalidad de explicar y simular aspectos de la política monetaria en Argentina entre 1983 y 1986. En primer lugar, se discuten las bases teóricas del modelo y se analizan algunas propiedades de la recursión no lineal que implica el modelo. En segundo lugar, se estima el modelo econométrico para 1983/85 con datos mensuales, contrastándolo con especificaciones alternativas de las ecuaciones de comportamiento. En tercer lugar, se simulan algunas políticas alternativas para el presente año, comenzando en junio de 1985. Se evalúan así los efectos de políticas tales como la del déficit en el presupuesto público y la de la tasa de interés.

SIMULATION OF ANTIINFLATIONARY POLICIES  
IN ARGENTINA, 1983 - 87

SUMMARY

In this paper, we present a small econometric model and simulate with it some possible consequences of the Argentine monetary reform of June 14, 1985. First, we derive some theoretical properties of the nonlinear recursion model consisting of three equations. Second, results obtained when estimating this model by the ordinary least squares and the full information maximum likelihood method are presented. Finally, we use the estimated model for deterministic and stochastic **ex ante** predictions. The result is that a reduction of the deficit in the budget of the Argentine government which is financed by creating money is of paramount importance in order to stabilize the price level. If by February 1987, the horizon of the simulations, this deficit cannot be again reduced to 2.5 percent of the gross domestic product or less, the stabilization of the Argentine currency appears to be impossible, while otherwise there exist prospects that the stabilization program will be successful.