
UNA EVIDENCIA EMPIRICA SOBRE LA ESTABILIDAD DEL PROCESO INFLACIONARIO ARGENTINO (1979-1987) *

por Hugo R. Balacco

* Trabajo presentado en las XI Jornadas de Economía Monetaria y Sector Externo
22 y 23 de junio de 1989 - ORGANIZADAS POR EL BANCO CENTRAL DE LA REPUBLICA
ARGENTINA.

I. INTRODUCCION

El objetivo de este estudio es el de realizar un análisis empírico del modelo de hiperinflación de Cagan (1956) en la experiencia inflacionaria argentina 1978-1986. El trabajo está organizado de la siguiente forma:

En la segunda sección se presenta un resumen teórico del modelo de referencia bajo la hipótesis de expectativas adaptativas y sobre la base de los desarrollos posteriores a la presentación de Cagan, principalmente los debidos a Sargent y Wallace (1973), Dornbusch y Fischer (1985) y Bruno Fischer (1987).

La tercera sección contiene un análisis empírico orientado a fundamentar el esquema adaptativo de expectativas, especificar y estimar una demanda de saldos monetarios reales y obtener las condiciones de estabilidad del modelo. Se exponen los resultados y se comparan con los obtenidos por otros autores que siguieron una línea similar de investigación.

Por último, la cuarta sección contiene las conclusiones.

II. MARCO TEORICO

Las características del modelo teórico (The Money-Only Model) han sido bien analizadas en la literatura indicada precedentemente. Básicamente, se supone economía cerrada y ausencia de sistema bancario-financiero (dinero que no genera interés). El modelo puede también ser compatible con el ingreso real constante o cambios reales no significativos. El sector público enfrenta un déficit totalmente financiado con dinero de alto poder:

$$g = \theta \frac{M}{P} - \theta m \quad (1)$$

donde g es el nivel de déficit real, θ la tasa de expansión monetaria, M la cantidad nominal de dinero y P el nivel general de precios. Así, los cambios en la oferta de dinero están completamente determinados por requerimientos fiscales; un incremento en el nivel de precios conduce a un incremento proporcional en la oferta de dinero (dinero endógeno). (1)

La demanda de saldos monetarios reales depende de la tasa esperada de inflación (Cagan (1956)):

$$\left[\frac{M}{P}\right]^d = m^d = e^{-\alpha \pi^*} \quad [2]$$

siendo α (> 0), la semi-elasticidad de la demanda de saldos monetarios reales respecto de la tasa esperada de inflación (π^*). Bajo el supuesto de equilibrio en el mercado monetario, la tasa de crecimiento en la oferta de saldos monetarios reales debe igualar a la tasa de crecimiento de la demanda:

$$[\theta - \pi] = -\alpha [d\pi/dt] \quad [3]$$

donde π es la tasa actual de inflación. Dado un nivel de gastos constantes ($\bar{g}$), el cambio en la oferta real de dinero es cero:

$$\dot{m} = [\theta - \pi] = 0, \text{ por lo tanto} \quad [4]$$

$$\theta = \pi \quad [5]$$

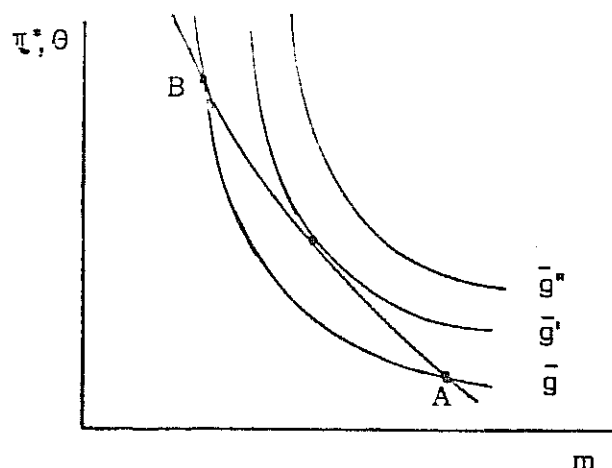
Por otra parte, resolviendo (2) para la tasa esperada de inflación, se obtiene:

$$\pi^* = -\frac{1}{\alpha} \log m \quad [6]$$

Si el proceso de formación de expectativas es del tipo "predicción perfecta", (6) representa una solución para la tasa actual de inflación, Sargent y Wallace (1973).

Las ecuaciones (1), y (5) pueden ser llevadas a un gráfico a los efectos de investigar el equilibrio de la tasa de inflación.

Gráfico N° 1: Equilibrio de la tasa de inflación



Dornbusch y Fischer (1985), entre otros, analizan los dos puntos de equilibrio para un nivel de requerimientos del gobierno constante [$g = \bar{g}(\dot{m} = 0)$] (2). La estabilidad de estos dos puntos depende básicamente del proceso de formación de expectativas. Como se indicó en la primera sección (Introducción), el proceso de formación de expectativas seleccionado a los fines del modelo teórico es el adaptativo convencional:

$$\left[\frac{d\pi^*}{dt} \right] = \beta [\pi - \pi^*] \quad [7]$$

siendo β [$0 \leq \beta \leq 1$], el coeficiente de ajuste de expectativas. Relacionando [3] y [7] se obtiene:

$$\left[\frac{d\pi^*}{dt} \right] = \beta \frac{[\theta - \pi^*]}{[1 - \alpha\beta]} \quad [8]$$

La estabilidad de los puntos A y B depende si $[1 - \alpha\beta]$ es positivo o negativo. Si $\alpha\beta < 1$, A es estable y B inestable. Ocurre lo contrario si $\alpha\beta > 1$; es decir, A es inestable y B es estable. Una segunda situación de inestabilidad se presenta cuando se incrementan las necesidades reales de financiamiento del sector público. En este caso no se alcanzaría un punto de equilibrio estacionario (p.e. $\bar{g}''$). En ambos casos, la idea central es que un exceso de oferta en el mercado de dinero implica un exceso de demanda en el mercado de bienes. (3)

Por último, cabe destacar que el análisis realizado no ha considerado el efecto Olivera-Tanzi, que consiste en la pérdida de valor real de la recaudación fiscal por rezagos fiscales. Este aspecto puede convertirse en una fuente adicional de inestabilidad, sobre todo, si los rezagos fiscales originan una parte importante de los requerimientos fiscales, Kiegiel (1987).

III. INVESTIGACION EMPIRICA

Como se indicó en la introducción, la investigación empírica comprende los siguientes aspectos, un análisis sobre el grado de realismo del supuesto de expectativas adaptables, la demanda de saldos monetarios reales y las condiciones de estabilidad del modelo. Los datos utilizados, en todos los casos, son de frecuencia mensual.

1. LA HIPOTESIS DE LAS EXPECTATIVAS ADAPTABLES

El primer intento de modelar en forma sistemática la revisión de las expectativas en presencia de nueva información, ha sido la hipótesis de las expectativas adaptables introducidas por Cagan (1956) y Nerlove (1958). La idea central del modelo es que los agentes económicos usan la información contenida en los errores de pronóstico pasados a los efectos de revisar las expectativas corrientes.

A pesar del auge que el enfoque de las expectativas racionales, Muth (1961), ha tenido en los últimos veinte años, el modelo adaptativo aún conserva su vigencia. Bruno y Fischer (1987) han señalado que el uso de este esquema está más justificado en condiciones en las cuales no existen datos muy confiables sobre crecimiento de la oferta monetaria y déficit presupuestario, lo cual no es difícil que ocurra en países en vías de desarrollo. Por otra parte, propio de estos países es el problema de la escasa credibilidad en los anuncios oficiales sobre programas y planes de estabilización. Por último, cabe señalar que el uso de un esquema racional requiere algún tipo de conocimiento sobre las relaciones entre las variables; p.e., tasa de inflación y déficit fiscal o componentes del déficit.

El procedimiento utilizado para investigar si la hipótesis adaptativa puede resultar un esquema más adecuado se basa en modelos de series de tiempo de tipo ARIMA (p, d, q) sugerido por Box-Jenkins:

$$\phi(B) \Delta^d Y_t = \delta + \theta(B) \epsilon_t \quad [9]$$

Siendo $\phi(B)$ y $\theta(B)$ polinomios autorregresivos y de media móvil en el operador de rezagos B , respectivamente, d el número de veces que es necesario rebajar la serie para convertirla en estacionaria y δ una constante.

Holanda Barbosa (1987) ha señalado que la expectativa de la tasa de inflación en un modelo del tipo ARIMA (0,1,1) para la tasa actual de inflación, es consistente con el modelo de Cagan. En efecto:

$$\pi_t = \pi^* + \epsilon_t = \frac{1-\theta}{1-\theta B} \pi_{t-1} + \epsilon_t \quad [10]$$

en donde

$$\pi_t^* = E[\pi_t] = \pi_{t-1} - \theta \epsilon_{t-1} \quad [11]$$

Si se admite que la constante, δ , vale cero, y se reemplaza ϵ_{t-1} en [11], se obtiene:

$$\pi_t^* = \pi_{t-1} - \theta(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) \quad [12]$$

o sea

$$\pi_t^* = (1-\theta) \pi_{t-1} + \theta \pi_{t-1}^* = \frac{1-\theta}{1-\theta B} \pi_{t-1} \quad [13]$$

La estimación del modelo ARIMA (0,1,1) para tasa de inflación en el período 1978:7 - 1985:5 resultó:

$$\Delta \pi_t = 0.00235 - 0.51320 \epsilon_{t-1} \quad [1.41] \quad (-5.37) \quad [14]$$

$$SSR = 0.07714 \quad DW = 1.68 \quad y$$

$$Q(26) = 33.24 \quad \text{con nivel de significación} = 0.19$$

donde SSR es la suma de residuos al cuadrado y DW y Q son los estadísticos de Durbin-Watson y Ljung-Box respectivamente. Este último con el nivel de significación correspondiente. Los valores entre paréntesis de la ecuación (14) corresponden al cociente t convencional. Por lo tanto, esta evidencia muestra que el proceso ARIMA (0,1,1) no puede ser rechazado para la tasa de inflación en el período analizado.

Sin embargo, en la estimación de este modelo para el período 1978:7-1986:11, el coeficiente estimado de ϵ_{t-1} no resultó significativo. Por esta razón, se optó por un modelo ARIMA (0,1,0), cuya estimación para este período es la siguiente:

$$\pi_t = 0.01684 + 0.83708 \pi_{t-1} \quad R^2 = 0.70 \quad [2.46] \quad [15.15] \quad [15]$$

$$SSR = 0.13874 \quad DW = 2.13$$

$$Q(30) = 29.09 \quad \text{con nivel de significación} = 0.51$$

Por lo tanto, los resultados sugieren la posibilidad de aproximar el modelo adaptativo por la versión simplista, expectativas estáticas, en donde se espera que se mantengan las condiciones del período anterior. Esta aproximación se utilizará en el punto siguiente a los efectos de simplificar la especificación y estimación de la demanda de saldos monetarios reales. El gráfico N°2 del Anexo contiene los valores observados de la tasa de inflación y los estimados por el modelo ARIMA (0,1,0) en el período 1978:7 y 1986:11, mientras que en gráfico N°3 figuran los residuos estimados de los modelos ARIMA (0,1,1) y ARIMA (0,1,0) para el mismo período.

2. LA DEMANDA DE SALDOS MONETARIOS REALES

Sobre la base del modelo de Cagan, la demanda de largo plazo de saldos monetarios reales puede especificarse de la forma siguiente:

$$\log m_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \log y_t - \alpha_2 \pi_t^* \quad [16]$$

Siendo m^d la demanda por saldos monetarios reales, y es el nivel de ingreso real y π^* la tasa esperada de inflación. Sin embargo, es difícil admitir el ajuste total de los saldos monetarios reales a su nivel deseado en el período corriente. Como señala Corbo (1981), debido a costos de ajuste o cambios inesperados en la cantidad nominal de dinero, en el corto plazo, los saldos monetarios reales no se ajustan instantáneamente. Este desfase puede representarse como la suma de un ajuste parcial logarítmico de tipo Chow (1966) y una medida del desequilibrio de flujos entre los saldos nominales actuales de dinero y los esperados:

$$\Delta \log m_t = \lambda [\log m_t^d - \log m_{t-1}] + (1-\gamma) [\Delta \log M_t - \Delta \log M_t^*] \quad [17]$$

donde M es la oferta nominal de dinero, M^* y $[\Delta \log M_t - \Delta \log M_t^*]$ representan los cambios esperados y no esperados en el crecimiento de la cantidad nominal de dinero y λ, γ son coeficientes de ajuste comprendidos entre cero y uno ($0 \leq \lambda, \gamma \leq 1$). Si γ es igual a uno, [17] se reduce al modelo dinámico estándar de ajuste parcial. Los fundamentos y características del modelo [17] han sido expuestas en Khan (1980).

Sustituyendo la ecuación [16] en [17] se obtiene:

$$\begin{aligned} \log m_t = & \lambda \alpha_0 + \lambda \alpha_1 \log y_t - \lambda \alpha_2 \pi_t^* + [1-\lambda] \log m_{t-1} \\ & + [1-\gamma] [\Delta \log M_t - \Delta \log M_t^*] \end{aligned} \quad [18]$$

Por otra parte, si se supone procesos adaptativos para π^* y M^* del tipo:

$$\Delta \pi_t^* = \beta_1 [\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*], \text{ y} \quad [19]$$

$$\Delta^2 \log M_t^* = \beta_2 [\Delta \log M_t - \Delta \log M_{t-1}^*] \quad [20]$$

se llega, utilizando [18] [19] y [20] e imponiendo la restricción $\beta_1 = \beta_2 = \beta$, al modelo propuesto por Khan and Knight (1982):

$$\begin{aligned} [1 - (1 - \beta)B] \log m_t &= \alpha^* + [1 - (1 - \beta)B] \lambda \alpha_1 \log y_t \\ &\quad - \beta \lambda \alpha_2 \pi_{t-1} + [1 - (1 - \beta)B] (1 - \lambda) \log m_{t-1} \\ &\quad + [1 - \gamma] [\Delta \log M_t - \Delta \log M_{t-1}] \end{aligned} \quad [21]$$

donde B es operador de rezagos, $B^i x_t = x_{t-i}$. La expresión [21] puede simplificarse aproximando el proceso adaptativo por la versión simplista, es decir, utilizando la restricción $\beta = 1$ como se anticipó en el apartado 3.1, se obtiene la siguiente forma reducida restringida (FRR):

$$\begin{aligned} \log m_t &= \alpha^* + \lambda \alpha_1 \log Y_t - \lambda \alpha_2 \pi_{t-1} + (1 - \lambda) \log m_{t-1} \\ &\quad + [1 - \gamma] [\Delta \log M_t - \Delta \log M_{t-1}] \end{aligned} \quad [22]$$

cuya forma reducida irrestricta (FRI) es:

$$\log m_t = a_0 + a_1 \log Y_t + a_2 \pi_{t-1} + a_3 \log m_{t-1} + a_4 [\Delta \log M_t - \Delta \log M_{t-1}] \quad [23]$$

La estimación de la ecuación (23) puede efectuarse por Mínimos Cuadrados Ordinarios y dado que los coeficientes de la FRR están identificados es posible estimarlos a través del modelo irrestricto (FRI). Sin embargo, este procedimiento no permite obtener los errores estimados de algunos coeficientes de la FRR, p.e. de $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\alpha}_2$ y $\hat{\lambda}$. Por ello, se optó por estimar la ecuación (22) por el método de los Mínimos Cuadrados No Lineales (MCNL). Esta metodología no sólo posibilita la estimación puntual de los coeficiente de la FRR sino también los correspondientes valores de t convencionales. La estimación de la ecuación (22), bajo la restricción $\beta_1 = 1$, se llevó a cabo para dos períodos diferentes, 1978:8 - 1985:5 y 1978:8 - 1986:11. Los resultados fueron los siguientes:

Período 1978:8 - 1985:5

	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\lambda}$	$[1 - \hat{\gamma}]$
	-0.82138	2.64522	-4.95427	0.08179	0.47661
(t=)	(-1.78)	(1.39)	(-2.33)	(1.51)	(8.11)

$$R^2 = 0.93$$

$$SSE = 0.05853$$

$$RHO = 0.37482$$

Período 1978:8 - 1986:11

	$\hat{\alpha}_0$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\lambda}$	$[1 - \hat{\gamma}]$
	-0.57006	0.74713	-2.92441	0.10942	0.42478
(t=)	(-1.23)	(0.59)	(-2.79)	(2.18)	(7.11)

$$R^2 = 0.91$$

$$SSE = 0.058527$$

$$RHO = 0.47205$$

siendo SSE el error standard de estimación y RHO el coeficiente de autocorrelación estimado de primer orden. Dentro de un criterio convencional los ajustes pueden considerarse satisfactorios y los parámetros estimados resultaron con los signos esperados, aunque los valores estimados de RHO ($\hat{\rho}$) son relativamente altos, sobre todo el correspondiente al período 1978:8 - 1986:11. El test de Chow-Fischer no reveló cambios significativos para el conjunto de parámetros estimados entre ambos períodos. Los gráficos N° 4 y N° 5 contienen los valores observados de $\log m_t$ y estimados según ecuación [22] en los períodos de referencia. (4)

Las estimaciones para la semielasticidad respecto de la tasa esperada de inflación ($\hat{\alpha}_2$) están dentro de los valores señalados en Khan and Knight (1982) (5), aunque en el período 1978:8 - 1986:11 dicha semielasticidad presenta una disminución importante. Por otra, Khan (1980), utilizando un modelo econométrico ligeramente diferente (6), obtuvo un valor estimado para α_2 igual a 1.261, para la Argentina entre 1962 y 1976; período este, caracterizado por una tasa de inflación anual promedio inferior, 67 por ciento, a la que prevaleció entre 1978 y 1987, ver Gráficos N° 6 y N° 7. Esos resultados estarían indicando una relación positiva entre el valor absoluto de α_2 y la tasa de inflación. Este aspecto ya fue observado por Khan en su trabajo de 1980.

Los valores de $\hat{\lambda}$, el coeficiente de ajuste parcial, son bastante bajos y similares a los obtenidos por Khan (1980) (7). Este hecho puede deberse en gran medida a un sesgo por error de especificación dinámica en la demanda de saldos monetarios reales.

En ninguno de los períodos analizados la elasticidad respecto del "ingreso", $\hat{\alpha}_1$, resultó significativa. En gran parte, este resultado quizás se origina en la escasa variabilidad que la variable representativa del ingreso, PBI, tuvo entre 1978 y 1987. Aspecto éste que se agudiza al considerar logaritmos de estimaciones mensuales.

Por último, el coeficiente que mide el impacto del desequilibrio de flujos, $(1-\hat{\gamma})$, resultó significativo en ambos períodos y similares a los obtenidos por Khan (1980) para la Argentina ($(1-\hat{\gamma}) = 0,527$).

3. ANALISIS DE ESTABILIDAD

Los Modelos de Series de Tiempo de tipo ARIMA, para la tasa de inflación, estimados en la sección 3.1, estarían, en general, poniendo de manifiesto la no estacionariedad de los procesos. Esta falta de estacionariedad es más evidente en el período 1978:7 - 1985:5, en el cual, un proceso ARIMA (0,1,1), de varianza infinita, no puede ser rechazado. Para el período 1978:7 - 1986:11, los datos se ajustan mejor a un ARIMA (0,1,0). Sin embargo, testar la hipótesis de camino aleatorio, de varianza también infinita, requiere un procedimiento econométrico adecuado (8). Por otra parte, una simple observación del gráfico N° 7, pone de manifiesto como el proceso, luego del plan Austral, comienza nuevamente a tener características de no estacionariedad.

El modelo desarrollado en la Segunda Sección de este trabajo y el análisis empírico de la demanda de saldos monetarios reales de la sección 3.2., aportarían ciertos elementos necesarios para la interpretación y explicación del comportamiento temporal de la tasa de inflación en los períodos analizados. Todo esto, por supuesto, dentro de las limitaciones impuestas por dicho modelo y la metodología econométrica utilizada.

Como surge de la segunda sección, marco teórico, para un nivel de requerimientos reales constantes del sector público ($\bar{g}$), existen dos puntos de equilibrio para la tasa de inflación. Si $\alpha\beta < 1$, A es estable y B inestable. Si $\alpha\beta > 1$, A es inestable y B estable. Por lo tanto, utilizando los parámetros estimados de la ecuación (22) es posible hacer algunas consideraciones en términos de estabilidad. Resulta útil también, exponer los resultados de Khan (1980) a los efectos de establecer comparaciones:

Modelo	Período de Tiempo	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\beta}$	$\hat{\alpha}_2 \hat{\beta}$
Khan (1980)	1962-1976	1.261	0.7	0.8827
Ecuación (22)	1978:8-1985:5	4.954	1.0*	4.954
Ecuación (22)	1978:8-1986:6	2.924	1.0*	2.924

(*) Por restricción.

Estos resultados estarían indicando la posible inestabilidad del proceso inflacionario argentino para bajas tasas de inflación. Si bien es cierto que el hecho de estimar la ecuación (22) con la restricción $\beta=1$, implica obtener conclusiones de estabilidad sólo en términos de $\hat{\alpha}_2$, es de esperar que una estimación del modelo sin esta restricción, hubiera arrojado un coeficiente de ajuste de expectativas superior a 0.7, el obtenido por Khan en su estudio de referencia. En efecto, el período 1978:8 - 1986:11 está caracterizado por tasas de inflación promedio superiores a las prevalecientes en el período 1962-1976. Bruno y Fischer (1987), entre otros autores, destacan la asociación positiva entre el coeficiente de ajuste de expectativas β y la tasa de inflación (9). Es decir, una relación en la misma dirección que la existente entre la semielasticidad α_2 y la tasa de inflación. Por todo ello, la evidencia empírica respaldaría la probabilidad de $\alpha_2 \beta > 1$, en el período analizado (1978:7 - 1986:11).

Por último, cabe hacer una reflexión sobre el punto de equilibrio estable de alta inflación cuando $\alpha\beta > 1$: es decir, el punto B del gráfico N° 1, que sugiere la posibilidad de estabilizar el proceso a altas tasas de inflación. La experiencia previa al plan Austral, de características hiperinflacionarias, descartaría esta posibilidad. Al respecto, sería posible ensayar por lo menos una explicación intuitiva. Cuando se acelera el proceso inflacionario aumentarían las necesidades reales de financiamiento del sector público, básicamente debido al efecto Olivera-Tanzi. La curva $\bar{g}$ se trasladaría hacia la derecha de tal forma que no cortaría a la demanda de saldos monetarios reales en ningún punto, p.e., $\bar{g}''$ (10). Es la segunda situación de inestabilidad a la que se hizo referencia en el modelo teórico. Este hecho, podría verse agravado por un traslado de la curva de saldos monetarios reales hacia el eje de coordenadas en respuesta al proceso de alta inflación. Por ejemplo, debido a un incremento en los costos de mantener saldos monetarios reales en términos de rentabilidad de activos externos, cambios en el coeficiente de ajuste de expectativas, etc. En el futuro, sería interesante profundizar la investigación en esta dirección.

IV. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Las conclusiones que surgen de este trabajo están limitadas por el modelo teórico y por el procedimiento econométrico seguido.

El modelo teórico plantea el problema inflacionario originado en el déficit fiscal y su forma de financiamiento a través de emisión monetaria (The Money - Only Model). Dicho modelo ha sido expuesto por varios autores, entre los que se destacan por sus antecedentes, Bruno, M., Dornbusch, R. y Fischer, S., con la finalidad de ofrecer un marco conceptual para la interpretación de procesos de alta inflación y de hiperinflación.

Las expectativas adaptativas puede cuestionarse sobre la base de que los agentes económicos no cometen errores sistemáticos de pronóstico. Sin embargo, un esquema racional de expectativas, de acuerdo al modelo teórico de sarrollado, implica una solución inestable de disminución en la tasa de inflación cuando se incrementan en forma indefinida las necesidades reales de financia -- miento del sector público (Kiegel (1987)). Es difícil imaginar una solución de es te tipo en la historia económica.

La especificación de la demanda de saldos monetarios reales ha se guido los lineamientos de los modelos de Khan (1980) y de Khan y Knight (1982). También este caso, se trata de modelos específicos para países en vías de desa rrollo con altas tasas de inflación.

Por último, cabe señalar que las conclusiones derivadas en términos de inestabilidad a tasas bajas de inflación merece una observación. El proceso in flacionario argentino, en la década del ochenta, no se ha caracterizado, precisa mente, por bajas tasas de inflación. Más aún, los planes de estabilización han in tentado, básicamente a través del control de precios, sin mayor éxito, la reducción de la tasa de inflación, la cual ha tendido, por lo menos luego de cierto tiempo, a responder primordialmente al desequilibrio fiscal. Tal vez por esta razón, desde un punto de vista práctico sea conveniente concluir afirmando la inestabilidad del proceso sin hacer demasiado incapié en el punto de baja inflación. Por supuesto, esto implica alejarse un poco del marco teórico de referencia (segunda sección) y acercarse a las condiciones originarias de estabilidad de Cagan (1956).

Variables y Fuente de Datos

$$M = M_t$$

Fuente: Banco Central de la República Argentina

π = Tasa de inflación según Índice de Precios al Consumidor

Fuente: INDEC

y = PBI mensualizado

Fuente: Datos originarios trimestrales, FIEL y BCRA.

P = Índice de Precios al Consumidor

Fuente: INDEC

NOTAS

- (1) KIEGUEL, M.A., Stability, Budget déficit, and Monetary dynamics of hiperinflation, World Bank, mimeo, 1987, pág. 4-5.
- (2) BRUNO, M. and FISCHER, Stanley, Seigniorage, operating rules and the high inflation trap, mimeo, 1987:

"...there may be two equilibria when a government finances its deficit by printing money. The dual equilibrio -a reflection of the laffer curve - imply that an economy may be stuck in a high inflation equilibrium when, whit the some fiscal policy, it can be at a lower inflation rate".
- (3) KIEGUEL, M.A., op. cit., pág. 9-10 y footnote 2/.
- (4) Un resultado similar en términos de permanencia de parámetros se puede ver en: AHUMADA, H., Econometría Dinámica: Una aplicación a la demanda de billetes y monedas en poder del público, IX Encontro Brasileiro de Econometria, Salvador BA, dezembro 1987.
- (5) Ver: KHAN, M.S. y KNIGHT, M., D., Unanticipated Monetary Growth and Inflationary Finance, Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 14, N° 3 (August 1982), pág. 348, cita de pie de página N° 6.
- (6) KHAN, M. S., Monetary Shocks and the Dynamics of Inflation, Staff Papers, IMF, Vol. 27 N° 2, June 1980, pág. 251-284.

- (7) El valor de $\hat{\lambda}$, para la Argentina fue de 0.238, pero en el experimento de simulación Khan, M.S., consideró un coeficiente promedio igual a 0.1.
- (8) AHUMADA, H., Comentario al trabajo: El proceso inflacionario argentino 1978-1986: un estudio econométrico, XXII reunión de la AAEP, Vol. 4, pág. 51-54. Córdoba, 1987. (Autores del trabajo: H. Balacco y A. Navarro).
- (9) BRUNO, M. and FISCHER S., op. cit., pág. 7 cita de pie de página:
 "... Interpreting β as a measure of the speed of the economy's response to inflation, β is likely to be low when the inflation rate is low and high when inflation is high..."
- (10) DOMPER, J.H. y STREB, Influencia de la estabilización de precios sobre la recaudación tributaria, Mimeo, Jornadas de Economía Monetaria y Sector Externo, BCRA, 1987.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- (1) AHUMADA, H., Econometría dinámica: una aplicación a la demanda de billetes y monedas en poder del público, IX encontro Brasileiro de Econometría, Salvador BA, dezembro 1987.
- (2) BRUNO, M. and FISCHER, Stanley, Seigniorage, operating rules and the high inflation trap, mimeo 1987.
- (3) CAGAN, P., The Monetary Dynamics of Hiperinflation, in Studies in the Quantity Theory of Money, ed. by M. Friedman (University of Chicago Press, 1956), p.p. 25-117.
- (4) DOMPER, J.H. y STREB, J.M., Influencia de la estabilización de precios sobre la recaudación tributaria, Mimeo, Jornadas de Economía Monetaria y Sector Externo BCRA, Bs.As. 1987.
- (5) DORNBUSCH, R. and FISCHER, S., Stopping Hyperinflations Past and Present, mimeo, 1985.
- (6) HOLANDA BARBOSA, F., de, Indexacao e Realimentacao: A Hipótese do Camino Aleatorio, en Ensaio sobre Inflacao e indexacao (Fundacao Getulio Vargas, 1987), p.p. 43-61.
- (7) KHAN, M., S., Monetary Shocks and the Dynamics of Inflation, Staff papers, IMF, Vol. 27 N° 2, June 1980, pág. 251-284.
- (8) KHAN, M., S. and KNIGHT, Unanticipated Monetary Growth and Inflationary Finance, Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 14 N° 3 (August 1982), pág. 347-364.
- (9) KIEGUEL, M.A., Stability, Budget déficit, and monetary dynamics of hiperinflation, World Bank, mimeo, 1987.
- (10) SARGENT, T., and WALLACE, N., Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation, International Economic Review, Vol. 64 (March 1974), p.p. 102-114.

ANEXO

Gráfico N°2: Valores observados de la tasa de inflación (Tasang) y estimados (EST5) con el modelo ARIMA (0,1,0), período 1978:9 - 1986:11

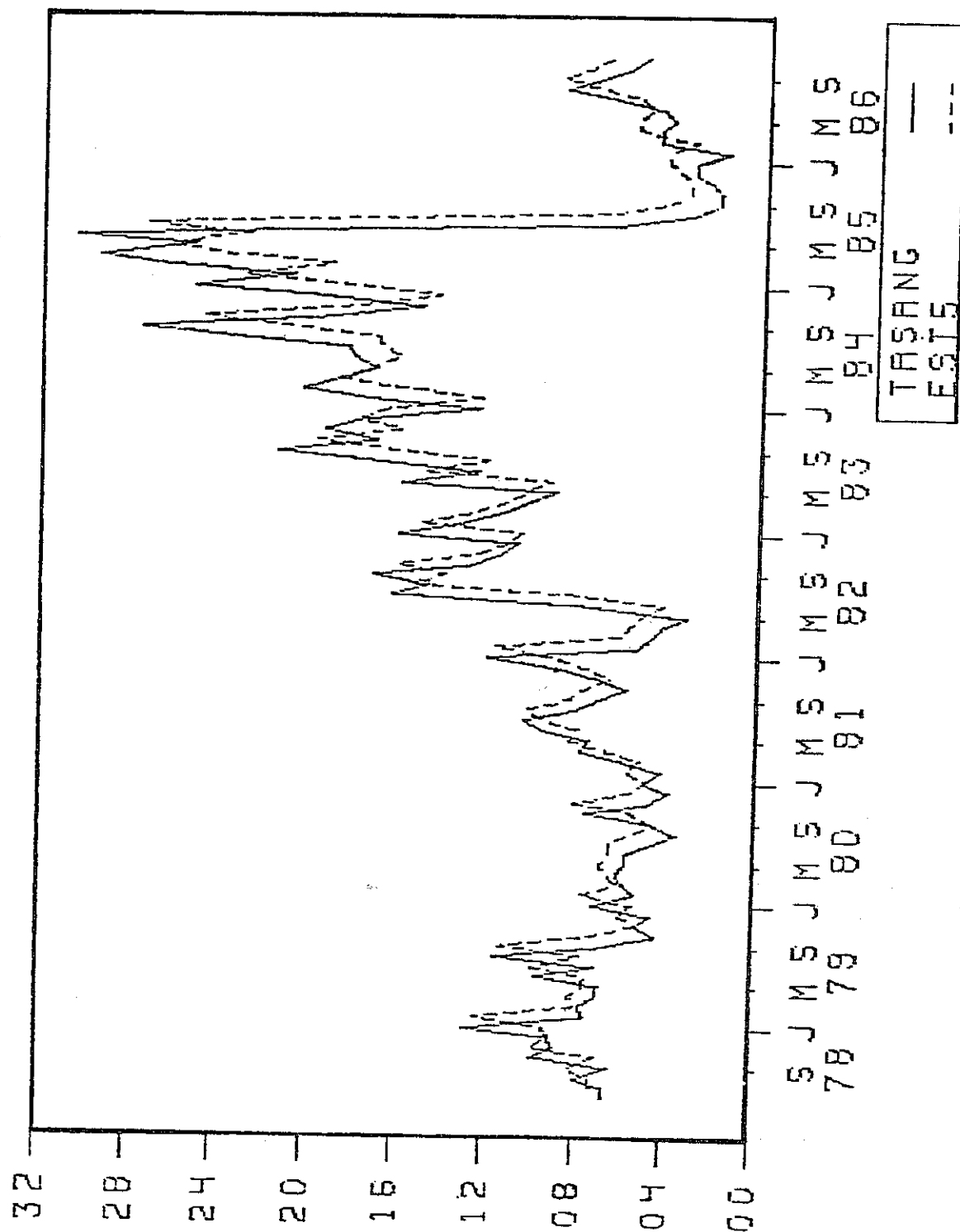


Gráfico N° 3: Residuos correspondientes a los Modelos para la tasa de inflación,
ARIMA (0,1,0) (resi4) y ARIMA (0,1,0) (resi6), período 1978:9 - 1986:11

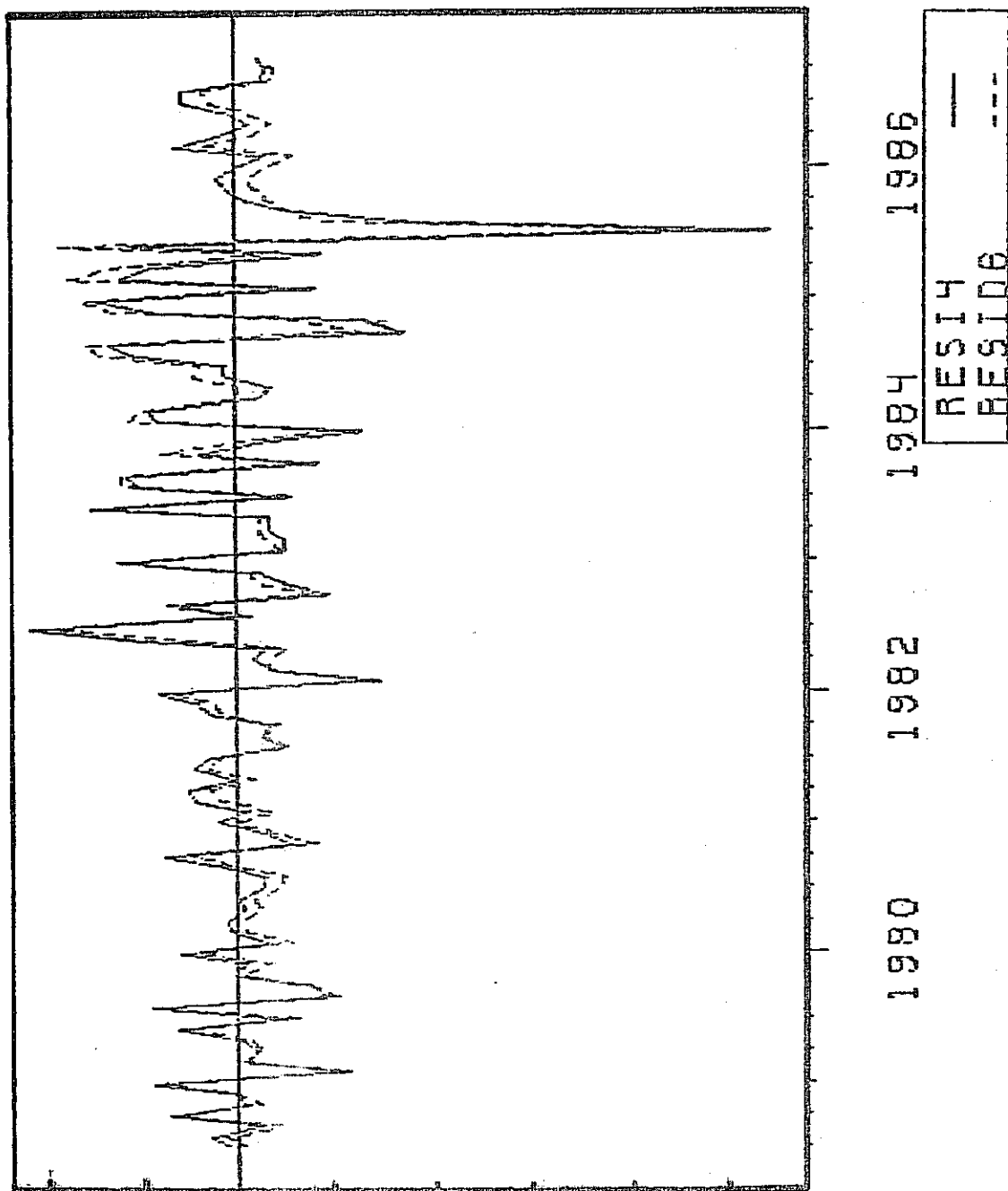


Gráfico N° 4 : Valores observados de $\log m_t$ (LOGM11) y estimados (EST3) con la ecuación (22), período 1978:8 - 1985:5

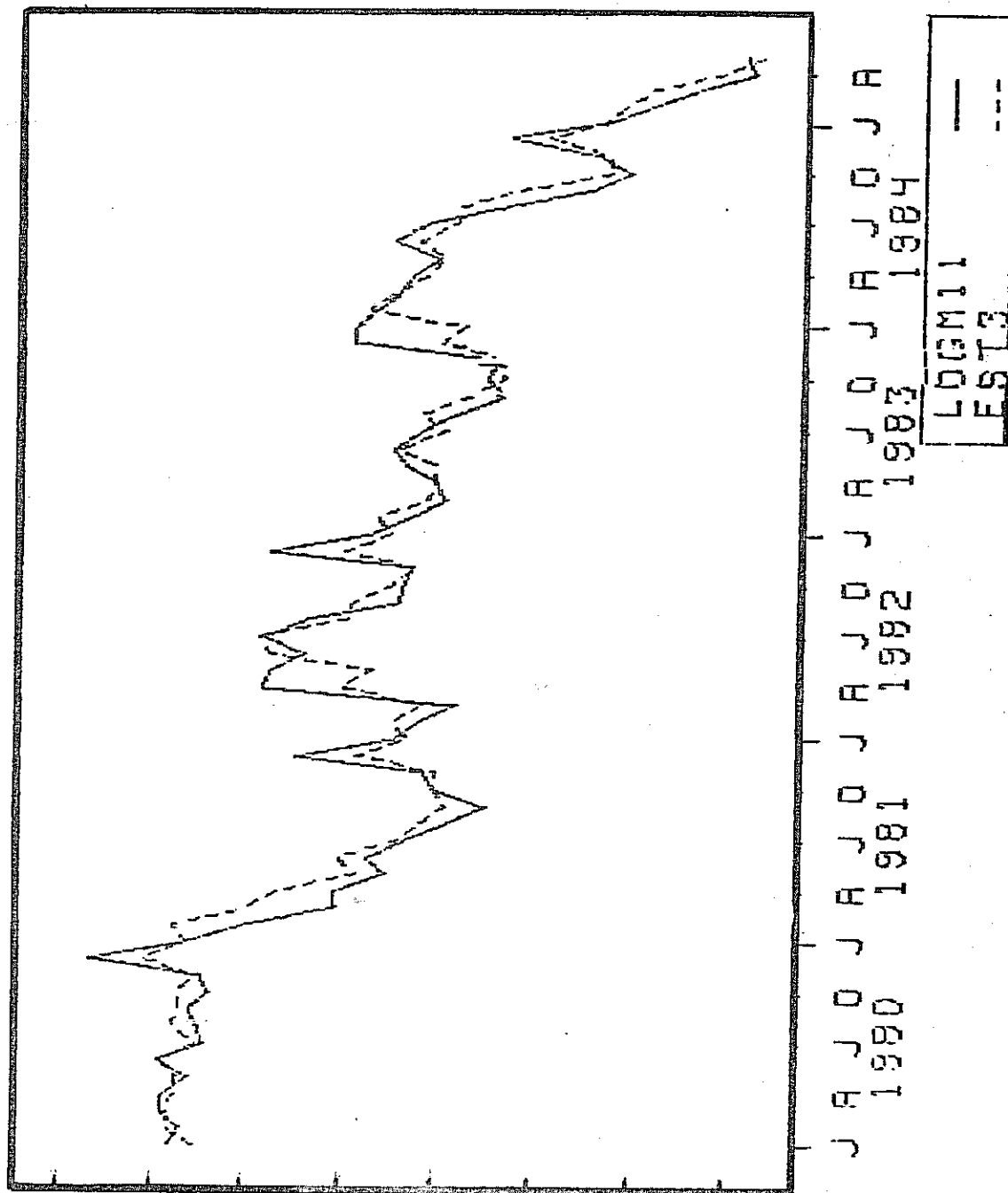


Gráfico N° 5: Valores observados de $\log m_t$ (LOGM11) y estimados (EST1)
con la ecuación (22), período 1978:8 - 1986:11

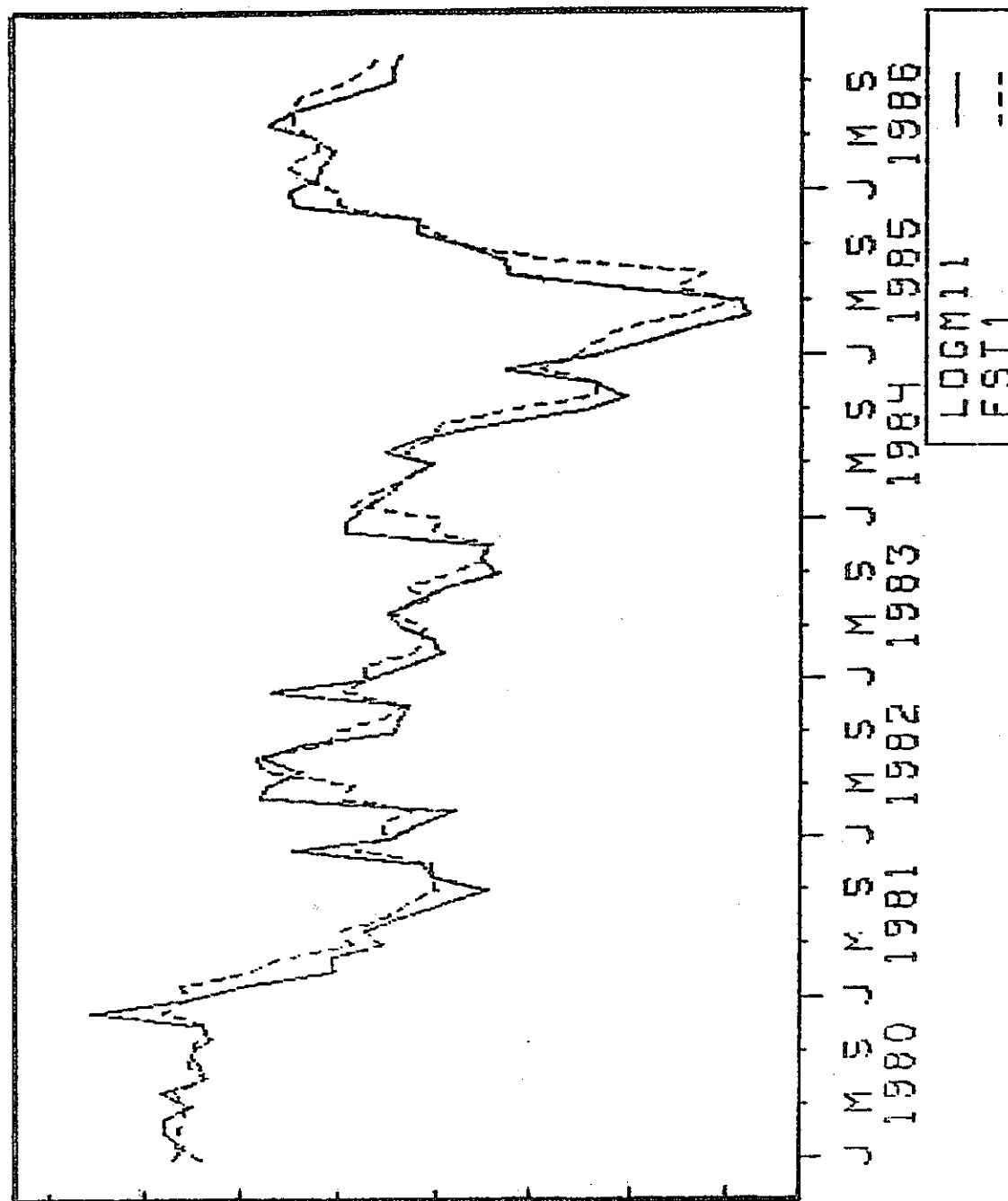


Gráfico N° 6: Tasa de inflación mensual observada (TASANG) en el período 1962 - 1975

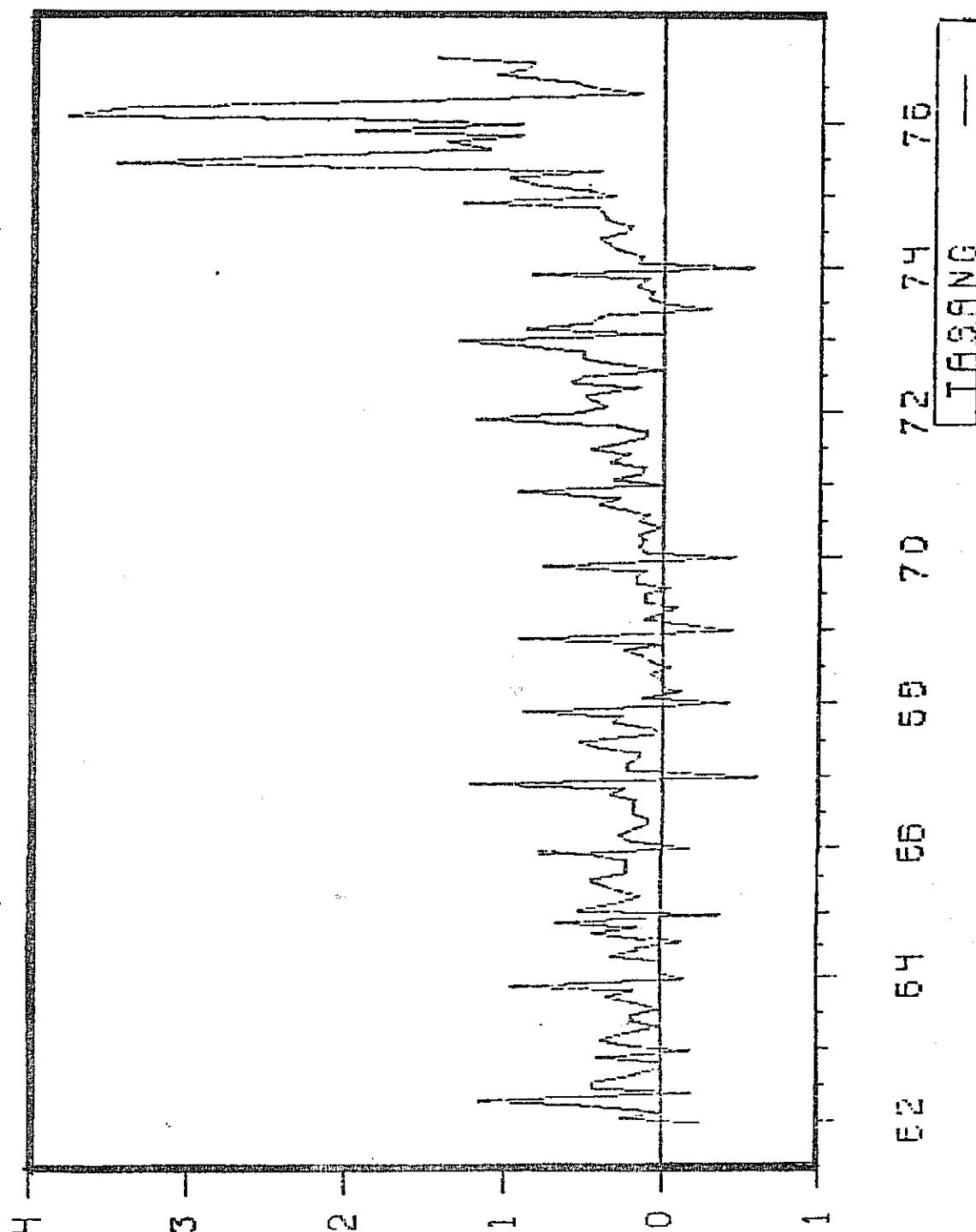


Gráfico N° 7: Tasa de inflación mensual observada (TASANG) en el período

1980:1 - 1988:5

