

INFLACION, SHOCKS Y MARK-UP. ARGENTINA 1975-1982 (°)

por Roberto Frenkel *

"I find that all experimental sciences are, in the economic sense, "static"... As economics pushes on beyond "static", it becomes less like science, and more like history".

John Hicks, Causality in economics, 1979, pgs. x, xi

RESUMEN

El trabajo presenta un análisis de la dinámica de corto plazo de los precios industriales argentinos entre 1975 y 1982. El primer capítulo está dedicado a exponer los principales acontecimientos y políticas del período. En el mismo capítulo, series de medias anuales de las principales variables utilizadas en el estudio son presentadas, comparándolas con sus homólogas de la década precedente, para proveer una visión general del contexto del análisis de corto plazo. En el segundo capítulo se aplican técnicas econométricas al análisis del período 1975-81, trabajando con series de medias trimestrales. Las principales hipótesis son:

(*) Este trabajo es parte de un proyecto de investigación sobre Políticas Macroeconómicas y Empleo que desarrollamos en CEDES. Agradecemos el apoyo financiero de ECIEL, Fundación Ford e IDRC. Colaboraron los investigadores asistentes Omar Caíno, Nora Berretta y Claudio Lozano. Agradecemos la significativa colaboración de Luis Acosta en los aspectos econométricos y de computación. Versiones de este trabajo fueron expuestas en seminarios realizados en CEDES, Banco Nacional de Desarrollo (Buenos Aires), PREALC (Santiago de Chile), Pontificia Universidad Católica de Río de Janeiro, Universidade Federal de Río de Janeiro, INPES/IPEA (Río de Janeiro) y en el XI Encontro Nacional de Economia de ANPEC (Belem). En cada una de estas presentaciones recibimos comentarios que agradecemos. (*) C.E.D.E.S.

- a) a excepción de los períodos de shock de 1975 y 1976, la dinámica de corto plazo puede ser explicada por un modelo de mark-up constante sobre costo esperado. El costo esperado es una expectativa adaptativa de los costos primos, representados en el agregado industrial por el costo de importaciones y el costo salario.
- b) los shocks de 1975 y 1976 agregaron un componente adicional de inflación y provocaron un incremento permanente del mark-up.
- c) en los períodos que siguen inmediatamente a los shocks se altera la función de expectativas: desaparece la inercia implicada en las expectativas adaptativas de costo y las decisiones de precio tienden a fundarse en la tasa actual del costo salario y del costo importado.

En el tercer capítulo se proyecta el modelo fuera del período de estimación para juzgar su estabilidad. Los resultados obtenidos son utilizados para discutir las políticas aplicadas, particularmente los efectos sobre el proceso inflacionario de las "pautas cambiarias". Por último, se discuten las modalidades de ajuste de los precios a las maxidevaluaciones realizadas en 1981 y 1982, comparándolas con las de 1975 y 1976 y sugiriendo una interpretación de las diferencias.

INTRODUCCION

El principal objetivo de este trabajo es analizar la dinámica de los precios industriales de la economía argentina en el período 1975-1982.

No parece necesario fundamentar la significación del tema para el análisis y formulación de la política económica. Más allá de este obvio atractivo, el estudio está también motivado por las extraordinarias características que exhibe el período. En primer lugar, las altas tasas

de inflación experimentadas, que promedian un 200% anual. En segundo lugar, la aplicación de un variado menú de políticas ortodoxas, algunos de cuyos efectos pueden ser observados y evaluados en este estudio. Por último, como in mediata consecuencia de la sucesión de políticas, la existencia de abruptas variaciones en los precios relativos, que proporcionan un contexto particularmente favorable para este estudio.

El trabajo se divide en tres capítulos. En el primero se expone una breve síntesis narrativa de los principales acontecimientos y políticas del período y se apuntan algunos rasgos destacables, comparándolos con sus homólogos de la década precedente. En el capítulo II técnicas econométricas son utilizadas para explicar la dinámica de los precios industriales. En el capítulo III se proyecta el modelo fuera del período de estimación y se utilizan los resultados obtenidos para discutir las políticas aplicadas.

CAPITULO I

1. Las fases de la política económica 1975-1981

Las cifras del Cuadro 1 (col. (i) y (ii)) ilustran elocuentemente el "salto" experimentado por el proceso inflacionario durante 1975. En la década precedente la media de tasas anuales de inflación 1/ estuvo en el entorno del 30% -con pequeñas diferencias según el índice de precios que se considere-. Las tasas mínimas se ubicaron entre el 6% y 8% (1969) y las máximas entre el 60% y 70% (1972). En cambio, la media de tasas anuales del período que se inicia en 1975 está alrededor de 200%. Los mínimos están entre 80% y 100% (1980) y los máximos alrededor de 450% (1976).

En el salto del proceso inflacionario jugó un rol de terminante el shock que se ejecutó en junio de 1975 (una maxidevaluación del orden de 100% seguida por aumentos

C U A D R O 1

	Tasas anuales de inflación		Costo relati vo de importaciones	Costo salario unitario	Salario real
	(i)	(ii)	(base 1973 = 100)		
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
1966	24,5	31,4	72,7	105,6	94,8
1967	22,2	29,6	91,5	103,3	95,4
1968	8,3	16,0	81,0	97,7	91,2
1969	5,8	7,5	94,0	100,0	97,0
1970	7,4	13,6	100,5	102,7	95,5
1971	31,2	34,9	91,5	104,1	99,0
1972	69,7	58,4	101,1	88,6	94,1
1973	52,1	60,3	100,0	100,0	100,0
1974	29,8	24,2	104,7	110,0	113,1
1975	242,9	182,8	88,8	93,2	105,5
1976	455,7	444,1	110,3	61,1	71,2
1977	131,2	176,0	110,6	64,4	71,9
1978	154,6	175,5	95,6	70,6	69,3
1979	148,4	159,5	72,1	71,1	79,8
1980	82,8	100,8	61,3	82,2	88,7
1981	111,8	104,5	75,9	76,5	80,5
1982	244,1	164,8	112,0	51,6	70,7

(i) Índice de precios mayoristas no agropecuarios netos de alimentos y bebida.

(ii) Índice de precios al consumidor.

(iii), (iv) y (v) Definiciones en el texto.

salariales que buscaron neutralizar los efectos de la devaluación sobre los salarios reales). Desde abril de 1976 en adelante el gobierno militar intentó una sucesión de políticas de estabilización en la cual cada nueva seguía el fracaso de la anterior. A los fines de este trabajo so lo cabe aquí definir las etapas de la política económica y delinear sintéticamente algunas de sus principales características 2/.

La primera fase, que denominamos ortodoxa tradicional se extiende de abril de 1976 a mediados de 1977. Los efectos estabilizadores provendrían de la contracción de la demanda en un contexto de libertad de mercado. La reducción del déficit del sector público, el sostenimiento de un alto tipo de cambio y un férreo control sobre el crecimiento de los salarios -fueron congelados durante los primeros tres meses y reajustados con una frecuencia trimestral posteriormente- resumen los principales rasgos de la política en esta fase.

Después de intentar un efímero control de precios -la "tregua de precios"- a principios de 1977, se inicia a partir de junio de ese año una segunda fase, que denominamos ortodoxa monetarista. La Reforma Financiera, que "liberó" las tasas de interés bancarias, fue acompañada por una contracción de la oferta de crédito. El proceso duplicó la tasa de interés nominal y determinó la emergencia de altas tasas reales de interés hacia finales de 1977 y principios de 1978.

La política de contracción monetaria tendió a diluirse en el segundo trimestre de 1978. En mayo de ese año se inaugura una nueva fase que se extiende hasta diciembre. La hemos denominado fase de desindexación porque el énfasis estabilizador está colocado en la desaceleración del incremento del tipo de cambio y las tarifas de los servi cios públicos, con el expreso propósito de influir por es ta vía en las expectativas inflacionarias del sector prí vado.

En la "desindexación" se encuentran ya algunos elementos de la siguiente fase, que se inaugura a finales de diciembre de 1978 y se extiende hasta marzo de 1981. La denominación fase de pautas cambiarias enfatiza que el eje de la política de estabilización se coloca en el pre anuncio de los tipos de cambio que regirán en el futuro. Las pautas cambiarias anunciadas anticipaban un ritmo descendente de devaluación, cuyo punto de partida -enero de 1979- equivalía a poco más de la mitad de las tasas de inflación experimentadas a fines de 1978. Como es bien conocido, esta política fue abandonada en abril de 1981 en un contexto de crisis especulativa de reservas, altas tasas reales de interés y fuertes déficit en cuenta corriente.

Es difícil caracterizar con una denominación el período iniciado en abril de 1981, porque engloba una abigarrada secuencia de políticas y administraciones. Pero a nuestros fines basta indicar que tienen en común la pre ocupación central de administrar la crisis externa y obtener saldos positivos en la cuenta de comercio. Esto se tradujo en una serie de maxidevaluaciones que tendieron continuamente a elevar el tipo de cambio real.

La sucesión de políticas descrita se tradujo en drás ticos y veloces cambios en los precios relativos. La mag nitud de éstos puede ser mejor apreciada si se los coloca en una perspectiva de plazo más largo, como hacemos en el punto siguiente.

2. Precios relativos

Las columnas (iii) y (iv) del Cuadro 1 muestran la evolución de dos indicadores básicos del sector industrial 3/ como índices con base 100 en 1973. El primero es el tipo de cambio real de importación del sector. Más pre cisamente:

$$AM_t = PM_t \cdot E_t / P_t \quad \text{donde}$$

- AM_t : tipo real de cambio de importación
- E_t : tipo de cambio nominal de importaciones de insumos y materias primas del sector industrial (pesos/dólar)
- PM_t : precio internacional de las importaciones de insumos y materias primas
- P : precio industrial
- AM_t : puede conceptuarse también como el costo de una unidad de importación expresado en unidades de producto industrial.

La columna (iv) es el costo salario unitario expresado en unidades de producto industrial:

$$AM_t = L_t \cdot W_t / Q_t \cdot P_t = (W_t / P_t) / (Q_t / L_t) \quad \text{donde}$$

- AW_t : costo salario unitario relativo al precio industrial
- L_t : empleo (horas/hombre trabajadas)
- W_t : salario horario nominal
- Q_t : producción industrial

Obsérvese en primer lugar el tipo de cambio. Pese a la diversidad de políticas cambiarias ensayadas en el período 1967-74 el índice fluctúa anualmente en torno de una media de 96,8, en un intervalo definido por un mínimo de 91.0 y un máximo de 104.7. Las maxidevaluaciones de 1975 y 1976 llevan el tipo de cambio real a un índice algo mayor a 110, significativamente más alto que el máximo del pasado. La política cambiaria de las dos primeras fases del gobierno militar tendió a sostener este tipo de cambio durante 1976 y 1977. En un proceso que se inicia durante 1977, el índice se reduce continuamente hasta marzo de 1981; muy rápidamente durante el primer año de "pautas cambiarias", un poco más lentamente en el

año siguiente. El promedio de 1980 representa poco más de la mitad del tipo de cambio de las primeras fases del go bierno militar. Luego, la sucesión de devaluaciones que siguió al abandono de las "pautas cambiarias" llevaron el tipo de cambio a un nuevo máximo histórico. La erraticidad de las fluctuaciones y la amplitud de estos movimientos destacan vivamente en la comparación con el período precedente.

Obsérvese ahora la evolución del costo salario unitario. Entre 1967 y 1974 el índice tiene un mínimo de 88.6, un máximo de 110 y una media de 100.6. Las primeras fases de la política antiinflacionaria implicaron una brusca re ducción del costo salario. Este tiende a incrementarse des púes hasta el pico de 1980, pero este máximo del período posterior a 1976 es inferior al mínimo del período prece dente. El promedio del período 1976-81 es un 30% inferior a la media del período anterior.

Considérese, por último, la evolución del salario real por trabajador ocupado. Esta serie se muestra en la columna (v) del cuadro 1:

$$WR_t = W_t \cdot L_t / H_t \cdot PC_t \quad \text{donde}$$

WR_t : salario real por trabajador

H_t : número de trabajadores ocupados

PC_t : precios al consumidor

Las principales diferencias entre este índice y el precedente provienen de los cambios en la productividad y en la relación precio industrial - precios al consumidor. La relativa estabilidad del período 1967-73, el incremen to de 1974 y la reducción permanente desde 1976 reproducen grosso modo las tendencias del costo salario. Pero de be observarse que en el caso del salario real el incremen to registrado después de 1976 se concentra en los años 1979 y 1980.

Esta breve descripción del proceso inflacionario, de las políticas y de los impactos sobre algunos precios relativos aspira proporcionar una visión del contexto de nuestro análisis de los precios industriales y de los órdenes de magnitud de los cambios experimentados. Mayor especificación de las cuestiones involucradas en dicho análisis acompañará su exposición.

CAPITULO II

1. Propósito

En este capítulo focalizamos el análisis en la dinámica a corto plazo de los precios industriales durante el período 1975-82. El referente empírico de las variables está constituido por series de medias trimestrales. Las principales hipótesis analizadas con este material estadístico son las siguientes:

- a) a excepción de los períodos de shock de 1975 y 1976; la dinámica de corto plazo puede ser explicada por un modelo de mark-up constante sobre costo esperado. El costo esperado es una expectativa adaptativa en los costos primos, representados en el agregado industrial por el costo de importaciones y el costo salario.
- b) Los shocks de 1975 y 1976 agregaron un componente adicional de inflación y provocaron un incremento permanente del mark-up.
- c) En los períodos que siguen inmediatamente a los shocks se altera la función de expectativas: desaparece la inercia inflacionaria implicada en las expectativas adaptativas de costos y las decisiones de precio tienen a fundarse en la tasa actual del costo salario y el costo importado.

2. El modelo

La estructura básica que utilizamos para explicar la dinámica de los precios industriales es el modelo:

$$P_t = a_m \dot{c}m_t + \dot{c}w_t + a_k \quad (1)$$

donde las expresiones en letra minúscula p , cm y cw representan tasas de variación de las correspondientes variables designadas en mayúscula ($x = dX/X$); P , CM y CW representan respectivamente el precio industrial, el costo de materia prima e insumos importados por unidad de producción y el costo salario por unidad de producción; a_m , a_w y a_k son coeficientes a determinar.

Una racionalización habitual de este modelo se obtiene suponiendo que los precios industriales se determinan mediante la adición de cierta proporción de margen bruto a los costos variables de producción, representados en el agregado industrial por el costo de la materia prima importada y los salarios obreros:

$$P = (1 + k) (W \cdot L/Q + EM \cdot M/Q) \quad (2)$$

donde k representa el coeficiente de margen bruto, $EM = PM \cdot E$, M la cantidad de materia prima importada y el resto son variables ya definidas. Diferenciando (2) y dividiendo por P obtenemos:

$$dP/P = p = a_k + a_m \left[\frac{dEM}{EM} + \frac{d(M/Q)}{M/Q} \right] + a_w \left[\frac{dW}{W} + \frac{d(L/Q)}{L/Q} \right] \quad (3)$$

donde:

$a_k = dk/(1+k)$ es la tasa de crecimiento de $1 + k$

$a_w = W (L/Q) / [W (L/Q) + EM (M/Q)]$ es la proporción de costo salario en el costo variable total

$a_m = EM \cdot (M/Q) / [w \cdot (L/Q) + EM \cdot (M/Q)]$ es la proporción de costo de insumos importados en el costo variable total.

Ahora bien, suponemos M/Q constante de modo que $d(M/Q) = 0$ y el primer corchete de (3) es:

$$dEM / EM = dPM/PM + dE/E = pm + e = cm$$

donde cm es la tasa de variación del costo de materia prima importada. Además, como

$d(L/Q) / (L/Q) = -d(Q/L) / (Q/L)$, el segundo corchete de (3) es

$$dW/W + d(L/Q) / (L/Q) = dW/W - d(Q/L) / (Q/L) = w - ql = cw$$

donde ql es la tasa de variación de la productividad y cw la tasa del costo salario unitario.

Se obtiene así el modelo (1), en el que a_w y a_m representan las participaciones de costos salarios e insumos importados en el costo variable total y a_k , la tasa de variación de la relación precio-costo variable total.

En una versión extendida de este trabajo 4/ probamos que, salvo los períodos de shock de 1975 y 1976, regresiones con series de medias anuales de precios sobre el período 1966-81 no rechazan la ecuación (1) y la hipótesis de mark-up constante. Probamos allí también que el mark-up se incrementó significativamente durante los años 1975 y 1976.

Para el análisis de plazo más corto que presentamos aquí sustituimos en (1) los costos actuales por los costos esperados:

$$P_t = a_m Ecm_t + a_w Ecw_t + a_k \quad (4)$$

donde E_{cm} y E_{cw} representan las expectativas de las tasas del costo de importaciones y del costo salario, respectivamente.

El modelo puede ser racionalizado como lo hicimos arriba suponiendo que los precios industriales se determinan por la adición de un margen bruto a los costos variables esperados de producción y que en el agregado industrial estas expectativas se sintetizan en el costo esperado de la materia prima importada y en el costo salario esperado.

Suponemos que las expectativas de costo son un promedio ponderado de las tasas actuales y pasadas del costo salario y del costo de importaciones. Suponemos también que la estructura de rezagos es la misma para ambos costos y que tiene una distribución geométrica:

$$E_{cw}_t = (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j cw_{t-j} \quad (5)$$

$$E_{cm}_t = (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j cm_{t-j} \quad (6)$$

Las ecuaciones (4), (5) y (6) definen un modelo de rezagos distributivos que no puede estimarse directamente. Pero haciendo la transformación de Koyck se obtiene una forma autoregresiva que utilizamos en parte de las estimaciones. Por (5) es:

$$E_{cw}_t - \lambda E_{cw}_{t-1} = (1 - \lambda) \left[cw_t + \sum_0^{\infty} \lambda^j cw_{t-j} - \sum_0^{\infty} \lambda^{j+1} cw_{t-j} - (j+1) \right] = (1 - \lambda) cw_t \quad (7)$$

De la misma forma, por(11) es:

$$E_{cm}_t - \lambda W_{cm}_{t-1} = (1 - \lambda) cm_t \quad (8)$$

Entonces, por (7) y (8) se obtiene:

$$p_t - \lambda p_{t-1} = a_w (1 - \lambda) cw_t + a_m (1 - \lambda) cm_t + a_k (1 - \lambda) y$$

$$p_t = \lambda p_{t-1} + a_w (1 - \lambda) cw_t + a_m (1 - \lambda) cm_t + a_k (1 - \lambda) y \quad (9)$$

que es la forma autoregresiva del modelo definido por las ecuaciones (4) a (6). La estimación de este modelo permite obtener directamente λ ; y los coeficientes a_m , a_w y a_x como cociente de coeficientes de regresión.

La capacidad explicativa del modelo debe juzgarse por :

- a) $a_w > 0$, $a_m > 0$, $a_w + a_m = 1$, $a_k = 0$, en el caso de mark up constante, y
- b) $a_w > 0$, $a_m > 0$, $a_w + a_m = 1$, $a_k \neq 0$, en el caso de variaciones en el mark up.

Los problemas econométricos que presenta la estimación de la forma autoregresiva serán oportunamente discutidos.

3. El modelo "inercial" de plazo corto y el modelo "actual" de plazo más extenso

Antes de exponer las estimaciones queremos indicar la congruencia entre el modelo "inercial" de plazo corto descrito por la ecuación (9) y los resultados obtenidos con el modelo (1) cuando se trabaja con series de medias anuales. Una simple transformación de la ecuación (9) permite presentar claramente los argumentos intuitivos. Supongamos $a_k = 0$ y definimos $c_t = a_w cw_t + a_m cm_t$. Restando P_{t-1} a ambos miembros de (9) se obtiene entonces:

$$P_t - P_{t-1} = (1 - \lambda) (c_t - P_{t-1}) \quad (10)$$

La variación de la tasa del precio de un período respecto al precedente es una proporción $1 - \lambda$ de la diferencia entre la tasa actual del costo variable y la tasa del precio del período precedente. La tasa de aumento del precio va siendo "corregida" por la aceleración o desaceleración del tipo de cambio y el salario respecto de la tasa de inflación precedente. Esta es la idea esencial de la adaptación de las expectativas. Es fácil ver que si éste es el modelo de plazo corto de ajuste de precios, cuando se extiende el período de observación respecto del cual se mide la variación de precios y costos, las tasas observadas son mayores y disminuye la significación relativa de la diferencia resultante de la inercia de corto plazo. En consecuencia, para períodos más extensos se observará una correlación marcada entre la tasa del costo primo y la tasa del precio.

El argumento puede desarrollarse formalmente como sigue. Suponiendo $a_k = 0$ y con la indicada definición de c_t , (9) puede escribirse

$$P_t = \lambda P_{t-1} + (1 - \lambda) c_t$$

y también

$$d \log P_t = \lambda d \log P_{t-1} + (1 - \lambda) d \log C_t$$

donde d indica derivada respecto del tiempo. Integrando respecto t se obtiene

$$\int_0^h d \log P_t = \lambda \int_0^h d \log P_{t-1} + (1 - \lambda) \int_0^h d \log C_t \text{ y}$$

$$\log (P_h / P_0) = \lambda \log (P_{h-1} / P_{-1}) + (1 - \lambda) \log (C_h / C_0)$$

Ahora bien, definimos α tal que:

$P_h/P_{h-1} = \alpha P_o/P_{-1}$, en consecuencia

$P_h/P_o = \alpha P_{h-1}/P_{-1}$ y también

$\log (P_h/P_o) = \log \alpha + \log (P_{h-1}/P_{-1})$.

α es una medida de la variabilidad entre puntas del período extenso, de la tasa de inflación del período corto. Reemplazando en la precedente ecuación logarítmica obtenemos:

$\log (P_h/P_o) = \lambda \log (P_h/P_o) - \lambda \log \alpha + (1 - \lambda) \log (C_h/C_o)$ entonces:

$\log (P_h/P_o) = \log (C_h/C_o) - \lambda \log \alpha / (1 - \lambda)$

La ecuación expresa la relación entre la tasa de aumento del costo y la tasa de aumento del precio en el período largo, como logaritmos de las respectivas proporciones de aumento en el período. Es inmediato observar que esta diferencia no depende de la extensión del período largo (h). Por lo tanto, dada la tasa de inflación, la diferencia será menos significativa en términos relativos cuanto mayor sea h , y mayor en consecuencia la proporción de aumento de precio y costo. La diferencia depende del grado de inercia presente en las decisiones de precio (λ) y de la variabilidad de las tasas de inflación (α). Dada la inercia, cuanto más estable sea la tasa del costo, más se ajusta la proporción de aumento de precio a la proporción de aumento del costo en el período extenso. Lo mismo ocurre, dado α , cuanto menor sea la inercia.

4. Estimación (I). Los shocks

Presentamos en este punto la estimación del modelo en la forma de la ecuación (9) sobre las series del período

que va del trimestre I de 1975 al IV de 1981. El énfasis del análisis está colocado sobre los efectos de los shocks realizados a principios de los trimestres III de 1975 y II de 1976. Desglosamos estos efectos en dos hipótesis:

- i) Ambos shocks resultaron en incrementos del mark-up que implicaron una aceleración adicional de la inflación, observable en los períodos inmediatamente siguientes a su ejecución (III 75 y II 76).
- ii) Los shocks inducen un cambio en la formación de expectativas. La información sobre la evolución pasada de los precios pierde toda relevancia y las expectativas de costos tienden a basarse exclusivamente en información sobre la tasa actual de precio de las importaciones (esencialmente el tipo de cambio) y del costo salario (esencialmente el salario). En consecuencia, en el período que sigue inmediatamente al shock, la "inercia" de la inflación pasada pierde toda significación como elemento explicativo de la tasa de inflación. Lo mismo ocurre en el período subsiguiente, una vez que se han manifestado los efectos inmediatos del shock. En el período subsiguiente al shock, la información sobre el pasado -los aumentos del tipo de cambio y los salarios inducidos por el shock- es irrelevante para conjeturar el nuevo ritmo de incremento del costo importado y el costo salario.

En consecuencia, también en este período desaparece la inercia y las expectativas de costo se basan en información actual sobre las tasas de esas variables.

Operacionalizamos a estas hipótesis del siguiente modo. En relación a la hipótesis i) definimos dos variables dummy aditivas:

$z_{75} = 1$ en el trimestre III de 1975, 0 en otros trimestres, y

$z_{76} = 1$ en el trimestre II de 1976, 0 en otros trimestres.

Los coeficientes de regresión de estas variables son estimadores de la tasa de inflación del respectivo trimestre atribuible a la variación del mark-up.

Para analizar la hipótesis ii) definimos otra variable dummy:

$z_{p_{t-1}} = p_{t-1}$ en los trimestres III y IV de 1975, y II y III de 1976, 0 en otros trimestres.

Esta variable permite analizar el cambio en el coeficiente de regresión de p_{t-1} en los dos trimestres que siguen a la realización de cada shock. La hipótesis ii) no será rechazada si el coeficiente de $z_{p_{t-1}}$ es significativo, de magnitud similar y de signo contrario al coeficiente de p_{t-1} .

Con estas especificaciones estimamos la ecuación.

$$P_t = \lambda P_{t-1} + a'_w cw_t + a'_m cm_t + a_{75} z_{75} + a_{76} z_{76} + a_{-1} z_{p_{t-1}} + a'_k \quad (11)$$

donde $a'_w = (1-\lambda) a_w$, $a'_m = (1-\lambda) a_m$ y $a'_k = (1-\lambda) a_k$

Esta ecuación resume entonces tres modelos:

$$P_t = \lambda P_{t-1} + a'_w cw_t + a'_m cm_t + a'_k$$

en todo el período, menos los trimestres III y IV del '75 y II y III del '76.

$$P_t = (\lambda + a_{-1}) P_{t-1} + a'_w cw + a'_m cm + a_{75} + a'_k y$$

$$p_t = (\lambda + a_{-1}) p_{t-1} + a'_w cw + a'_m cm + a_{76} + a'_k$$

en los trimestres inmediatamente siguientes a los shocks, III del '75 y IV del '76.

$$P_t = (\lambda + a_{-1}) p_{t-1} + a'_w cw_t + a'_m cm_t + a'_k,$$

en los períodos subsiguientes a los shocks, IV del '75 y III del '76.

Previo a la presentación de la estimación debemos indicar que adoptamos la hipótesis de costo normal para el costo salario:

$$cw = w - \overline{qlt}$$

donde \overline{qlt} es la tasa trimestral tendencial de la productividad en el período 1970-1981.

La estimación por M.C.O. de la ecuación (11) es

$$p_t = 0.294 p_{t-1} + 0.488 cw + 0.412 cm - 0.251 zp_{t-1} +$$

$$(2.147) \quad (4.763) \quad (8.421) \quad (-2.256)$$

$$+ 0.217 z_{75} + 0.304 z_{76} - 0.045$$

$$(2.261) \quad (4.783) \quad (-1.397) \quad (12)$$

$$R^2 = 0.974 \quad E.E.R. = 0.0427 \quad D.W. = 2.025$$

El ajuste es satisfactorio. Todos los coeficientes son significativos y la constante no es significativamente distinta de cero.

Estos resultados permiten no rechazar las hipótesis resumidas en el modelo. Postergamos por el momento el examen más detallado de los coeficientes λ , a'_m , a'_w y de

la constante, para privilegiar aquí el análisis de los shocks.

El signo y la significación de los coeficientes de z_{75} y z_{76} prueban que en los trimestres inmediatamente siguientes al shock se registran significativos aumentos del mark-up.

En otro trabajo 5/ ensayamos una fundamentación microeconómica de este fenómeno basada en el súbito aumento de incertidumbre asociado al shock. Demostramos allí que decidir tasas de aumentos de precio superiores a la tasa esperada de aumento de costos -y en consecuencia incrementar el mark-up efectivo si las expectativas de costo son acertadas- es una conducta que minimiza los riesgos de pérdida asociados a la decisión. Concluimos que el grado conveniente de "sobreestimación" -el incremento ex-ante del mark-up sobre costos esperados- depende positivamente del grado de incertidumbre y negativamente de la tasa de interés. Bajo el supuesto que el grado de incertidumbre está asociado a la magnitud de la expectativa -tasas muy altas son más inciertas- podría concluirse, ceteris paribus la tasa de interés, que el incremento del mark-up está asociado a la magnitud de la expectativa inflacionaria.

Los resultados econométricos de este trabajo avalan las mencionadas presunciones, pero sugieren la inexistencia de una relación más o menos continua entre mark-up y expectativa inflacionaria.

En contrario, los resultados sugieren una relación discreta: el mark-up tiende a elevarse como reacción al brusco aumento de la incertidumbre provocada por el shock y tiende a mantenerse constante en el resto del período, pese a las sensibles aceleraciones y desaceleraciones experimentadas por el proceso inflacionario.

En este sentido, los resultados proveen sustento em

pírico a la noción de normalidad de la expectativa inflacionaria: un rango más o menos amplio de tasas esperadas e incertidumbre asociadas a ellas, dentro del cual las tasas de aumento de precios decididas son semejantes a las tasas esperadas de aumento de los costos y, en consecuencia, tiende a mantenerse un mar-up constante sobre costos esperados. El shock es un súbito quiebre de la normalidad. Una vez que sus efectos se han desplegado, una nueva normalidad tiende a reconstituirse.

Los cambios de la estructura de las expectativas en los trimestres siguientes y subsiguientes a los shocks son congruentes con esa interpretación. El coeficiente de $z_{p_{t-1}}$ en la estimación (12) es significativo, negativo y de valor absoluto prácticamente igual al estimador de λ . Estos resultados permiten no rechazar la hipótesis ii). El componente inercial se anula en los trimestres siguiente y subsiguiente a los shocks. Este "reacomodamiento" de las expectativas de costo explica los saltos del ritmo inflacionario, de otra manera incomprensibles. En el trimestre inmediatamente siguiente al shock de junio de 1975, la tasa de los precios industriales fue 105.2%, que se redujo a 31.1% en el trimestre siguiente. Aún más pronunciada fue la reducción de la tasa de los precios industriales después del shock de 1976: la tasa fue 90.2% en el trimestre II y se redujo a 13.7% en el trimestre III. En el resto del período, la presencia de una estimación significativa de λ no rechaza la hipótesis de adaptabilidad de las expectativas y el consiguiente elemento inercial en la tasa de inflación trimestral. La moderada inercia detectada puede interpretarse como una de las características de la normalidad del proceso inflacionario.

5. Estimación (II)

La ecuación (12) estima $\lambda = 0.294$, $a'_m = 0.412$ y $a'_w = 0.488$. De éstos resultan estimadores de las elasticidades costo salario y costo importado:

$$a_w = a'_w / (1-\lambda) = 0.961$$

$$a_m = a'_m / (1-\lambda) = 0.584$$

que suman 1.275, significativamente mayor a 1. Además, la constante de la ecuación, si bien no es significativamente distinta de cero el 95%, lo es al 90%.

Estos resultados provienen de que el cambio de estructura de los períodos siguiente y subsiguiente a los shocks no está bien reflejado en la ecuación (11). Efectivamente, si el coeficiente λ se anula en estos períodos, también deberían cambiar a'_m y a'_w para proveer en estos períodos estimaciones directas de a_m y a_w . Como este cambio en los coeficientes de regresión no está contemplado en la ecuación, los coeficientes que se obtienen son una especie de promedio entre a_w (en el trimestre siguiente y subsiguiente al shock $a_w (1-\lambda)$ (en el resto del período), para el caso de a_w ; y un promedio entre a_m y $a_m (1-\lambda)$, para el caso de a'_m 6/. En consecuencia las elasticidades resultan sobrestimadas.

Una forma de atacar el problema es obtener los estimadores sobre un período que excluye los trimestres siguiente y subsiguiente a los shocks. Estimamos entonces la ecuación (9) sobre el período comprendido entre el trimestre IV del '76 y el trimestre IV del '81.

La estimación por M.C.O. es:

$$p = 0.343 p_{t-1} + 0.338 cm + 0.320 cw + 0.0006 \quad (3)$$

$$(2.529) \quad (4.822) \quad (2.431) \quad (0.014)$$

$$R^2 = 0.716 \quad \text{E.E.R.} = 0.0416 \quad \text{D.W.} = 1.981$$

Los coeficientes tienen el signo correcto y altos va

lores de t . El ajuste es satisfactorio.

La constante no es significativamente distinta de ce ro.

Los estimadores de las elasticidades son:

$$a_w = a'_w / (1 - \lambda) = 0.487$$

$$a_m = a'_m / (1 - \lambda) = 0.514$$

que suman 1.001. Estos resultados no rechazan entonces la hipótesis i), de mark-up constante sobre costos esperados.

6. Estimación (III)

La estimación por el método de mínimos cuadrados or dinario de la forma autoregresiva (9) tiene conocidos pro blemas econométricos. Si los errores del modelo (4) son serialmente independientes, los errores del modelo (9) tendrán correlación serial. Ha sido observado que, en con secuencia, la estimación por M.C.O. de la forma autoregresiva tiende habitualmente a resultar en altos valores de λ , exagerando la inercia o sugiriendo largos lags 7/.

En nuestro caso, esto podría no representar problema porque las estimaciones de λ implican una moderada inercia del proceso inflacionario -la tasa de inflación del trimestre precedente repercute solo en alrededor de un tercio de la tasa trimestral-. Sin embargo creímos con

veniente contar con otra estimación de los parámetros del modelo, obtenida por un método diferente, para dar mayor firmeza a los resultados.

Realizamos para esto una extensión a varias variables de un método de estimación directa del modelo de rezagos distribuidos, sugerido por Klein 8/.

El método empleado es el siguiente. El modelo de las ecuaciones (4) a (6) puede escribirse:

$$p_t = a_w (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j c_{w,t-j} + a_m (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j c_{m,t-j} + a_k \quad (14)$$

Las sumatorias pueden descomponerse:

$$p_t = a_w (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c_{w,t-j} + a_w (1 - \lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^j c_{w,t-j} +$$

$$+ a_m (1-\lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c_{m,t-j} + a_m (1 - \lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^j c_{m,t-j} + a_k \quad (15)$$

donde el subíndice l indica el punto inicial de la serie disponible y es claro que las "colas" no pueden ser estimadas. Ahora bien, hacemos

$$z_{cw}_t = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c_{w,t-j} \quad \text{y} \quad z_{cm}_t = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c_{m,t-j}$$

y, sacando λ^t como factor común de las "colas", de (15) resulta:

$$p_t = a_w zcw_t + a_m zcm_t + \lambda^j \left[a_w (1-\lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^{j-t} cw_{t-j} + a_m (1-\lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^{j-t} cm_{t-j} \right] + a_k \quad (16)$$

Haciendo $i = j-t$ la expresión entre corchetes es:

$$a_w (1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i cw_{-i} + a_m (1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i cm_{-i}$$

que, por (14), es igual a $p_0 - a_k$ 9/. Entonces, definiendo $\beta = p_0 - a_k$, (16) es:

$$p_t = a_w zcw_t + a_m zcm_t + \beta \lambda^t + a_k \quad (17)$$

donde, dado un valor de λ , pueden ser computados zcw_t , zcm_t y λ^t , y estimados con estos datos a_w , a_m , β y a_k . El procedimiento empleado consiste en experimentar con λ hasta determinar el valor que hace mínimo el error cuadrático medio de las regresiones con (17).

Los resultados obtenidos son los siguientes:

$$\lambda = 0.3665$$

$$a_m = 0.538 \\ (6.336)$$

$$a_w = 0.546 \\ (3.444)$$

$$a_k = -0.016 \\ (-0.334)$$

con un error estándar de regresión de 0.0396, algo inferior al E.E.R. = 0.0416 de la estimación (13). El estimador de λ es ligeramente superior al que resulta de (13). La constante no es significativamente distinta de cero. Los estimadores de las elasticidades tienen altos valores de t y magnitudes muy semejantes a las que se derivan de los coeficientes de (13).

Este conjunto de resultados constituye, por un lado, un test adicional de nuestras hipótesis. Por otro, reafirma los estimadores de la forma autoregresiva (13) y da mayor fundamento a su capacidad explicativa.

CAPITULO III

I. Propósito

En este capítulo discutimos los resultados obtenidos y los aplicamos el análisis de las políticas desarrolladas en el período posterior a 1975, destacando particularmente los efectos observables de las pautas cambiantes.

Utilizamos el modelo estimado para proyectar la tasa de los precios industriales fuera del período de estimación. Por último, intentamos una interpretación de las modalidades de ajuste del proceso inflacionario ante las maxidevaluaciones realizadas en el período.

2. La dinámica de precios industriales y las políticas del período 1975-81

El análisis precedente proporciona una explicación de la dinámica inflacionaria de los precios industriales basada esencialmente en el ritmo de devaluación, la tasa de aumento de los salarios nominales, y "saltos" en el coeficiente de mark-up asociados a shocks de oferta. Esto equivale a decir que la "historia" del proceso inflacionario de los precios industriales y de los cambios en los precios relativos puede ser bien contada con este modelo.

La dirección de la causalidad -de los costos a los precios- aparece nítida en cuanto se considera el período posterior a 1975. Efectivamente, los diferenciales en el ritmo de crecimiento de salarios y tipos de cambio que dan lugar a fuertes cambios en la estructura de costos, no dejan dudas sobre el sentido de la correlación. Los experimentos de política económica realizados en años recientes han introducido tales fluctuaciones en los precios relativos que excluyen la posibilidad de colinealidad espúrea.

El proceso posterior a 1975 puede discutirse en términos de tasas anuales ayudándonos con un par de gráficos que, proporcionan una visión de conjunto. El primero (Gráfico 1) muestra la relación costo importaciones - costo salario normal. El segundo (Gráfico 2) las relaciones costo-precio, costo importaciones-precio y costo variable normal - precio.

Es inmediato ver que el shock devaluatorio de 1975

GRAFICO 1

Relación costo importaciones/costo salario normal

Indices base 1973=100

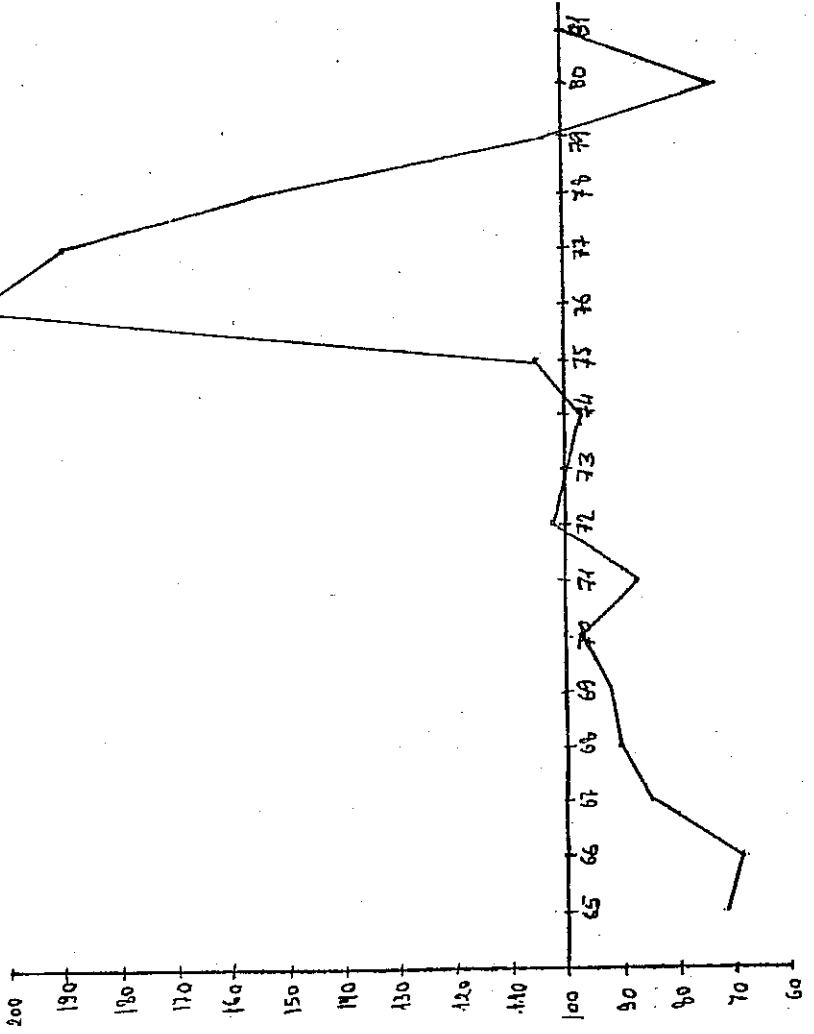
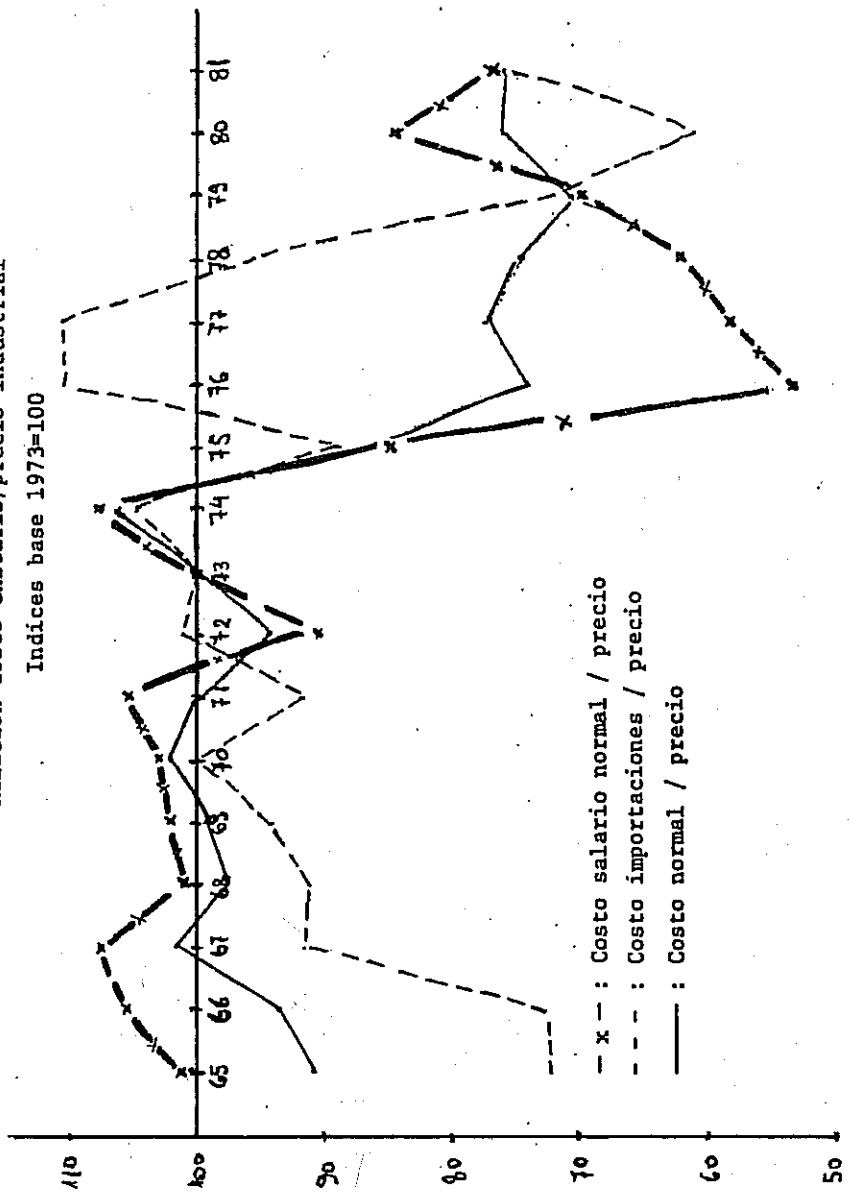


GRAFICO 2

Relación costo unitario/precio industrial

Indices base 1973=100



- x - : Costo salario normal / precio
- - - : Costo importaciones / precio
- : Costo normal / precio

no alteró sustancialmente la estructura de costos porque los salarios nominales reajustaron rápidamente. En cambio, la congelación de salarios que siguió al shock de marzo de 1976 modificó bruscamente dicha estructura. En ambos períodos, como ya señalamos, la tasa de los precios fue mayor que la del costo variable, por aumento del mark-up. Vale la pena anotar en los dos casos el aumento del mark-up coincidió con contracción de la demanda y del nivel de actividad.

La política cambiaria y el comportamiento de los salarios nominales alteran a partir de 1978 la estructura de costos. Entre 1978 y 1980 el costo de importaciones aumentó 191% y el salario nominal 548%, esto explica el crecimiento de los precios de 354% en el período. Los cambios resultantes en los precios relativos pueden seguirse fácilmente en los gráficos 1 y 2.

La desaceleración de la inflación durante 1980 por un lado, y el "atraso" cambiario en relación a los precios industriales por otro, son explicados sin dificultad por el modelo. La desaceleración resulta de la incidencia del ritmo de devaluación sobre la dinámica inflacionaria, por la vía "estructural" que recoge el modelo. El atraso cambiario se explica a su vez por el crecimiento de los salarios nominales en relación al tipo de cambio. Durante 1979 y 1980 los salarios nominales crecieron también en relación a los precios industriales 10%. Esta situación se revirtió durante 1981 y 1982.

A continuación exploramos algunas de las cuestiones de mayor interés que suscita el período posterior a 1975 a la luz del modelo de plazo corto de las páginas precedentes. Hemos colocado en ellas una importante parte de la atención sobre los efectos de los shocks, por lo que no detendremos nuevamente en ese punto. Nos interesa, en cambio, señalar algunas cuestiones que plantea la dinámica inflacionaria.

Una primera cuestión es la reaceleración inflaciona

naría que experimentan los precios industriales desde finales de 1976, una vez que se hubieron disipado los efectos del shock y de la congelación de salarios dispuesta inicialmente por el gobierno militar.

En esta fase de la política económica, como hemos señalado en el primer capítulo, los efectos desinflationarios debían sobrevenir de la reducción del déficit del sector público, y más generalmente, de la reducción del gasto causada por la fuerte caída de los salarios reales en un contexto de libertad de mercado.

La reaceleración de la inflación fue el primero de los fracasos de la política de estabilización del gobierno militar, y, como tal, antecedente inmediato de la política de contracción monetaria aplicada desde mediados de 1977. Motivó amargas reflexiones públicas de la conducción económica, quejosa de la "inhabilidad" del sector empresario para manejarse en un sistema de precios libres.

Explicada con el modelo de páginas precedentes, la aceleración de los precios industriales resulta de la aceleración de los costos primos en ese período, sobre cuyas expectativas tienda a mantenerse constante la nueva proporción de mark-up a que se llegó después del shock de 1976. Esto puede verse más de cerca observando las tasas de aumento de los precios efectivas y estimadas del siguiente cuadro:

período	p observada	p estimada	
		con ecuación (12)	con ecuación (13)
		%	‰
III 76	13.7	13.8	16.1*
IV 76	16.2	14.5	15.7
I 77	24.1	28.8	26.2

* esta tasa estimada sin inercia, con las elasticidades derivadas de la ecuación (13).

La observación de las estimaciones muestra claramente como la aceleración de la tasa de los precios industriales es explicada por la aceleración de los costos.

En esta fase, ambas variables explicativas eran efectivamente manejadas por la conducción económica. La tasa del tipo de cambio de importaciones era ajustada de forma de mantener la paridad alcanzada después del shock. En relación a los salarios, después del período de congelación fueron decretados con periodicidad trimestral tasas de aumentos nominales tendientes a sostener la capacidad adquisitiva -en relación a los precios al consumidor- de mediados de 1976 (los salarios reales habían caído más del 30% durante el trimestre II del '76). Por otro lado, la conducción económica determinaba una tasa de devaluación mayor que la del tipo de cambio de importaciones para el tipo de cambio efectivo de exportaciones agropecuarias, vía la progresiva reducción de los impuestos de exportación, con el propósito de unificar los mercados cambiarios a fin de año. Esta política incidía sobre los precios domésticos de los alimentos, componente importante de los precios al consumidor. La conducción económica no tenía muchos motivos de queja: la reaceleración de la inflación era producto de su interés por cambiar los precios en favor del sector agropecuario, en un contexto de "libertad" de mercado que supuso la permanencia de las nuevas proporciones de mark-up industrial, y en condiciones socio-políticas que impulsaron a descartar una contracción aún mayor de los salarios reales.

Una segunda cuestión de interés se refiere a los efectos sensibles de la política de "pautas cambiarias", los resultados del modelo muestran que la desaceleración de la tasa de los precios de los bienes industriales en el período es bien explicada por la misma ecuación "estructural" que explica en general la dinámica inflacionaria. No existen evidencias de que la "apertura" de la economía

ocasionada por las políticas cambiaria y arancelaria - concretada en la práctica en un fuerte aumento de las importaciones y de los gastos en el exterior - haya afectado la tasa de los precios industriales por la supuesta vía de la competencia en el mercado doméstico. Los siguientes datos enfatizan este argumento.

El cuadro 2 muestra los residuos de la ecuación (13) destacando el período de "pautas cambiarias".

CUADRO 2

Residuos Ecuación (13)

PERIODOS	p OBSER- VADA	pESTI- MADA	RESIDUO	% RESIDUO/p ESTIMADA
28 1976 04	161981	156281	5.7001E-03	3.64733
29 1977 01	241293	261714	- 0204204	-7.80256
30 1977 02	165693	218889	- 0531958	-24.3027
31 1977 03	25	214256	0357445	16.6831
32 1977 04	367048	275535	0915134	33.213
33 1978 01	267351	289639	- 0222882	-7.69515
34 1978 02	253026	295571	- 0425446	-14.394
35 1978 03	214923	211005	3.91722E-03	1.85645
36 1978 04	243107	198528	0445783	22.4544
37 1979 01	294453	255657	0387963	15.1752
38 1979 02	245883	257149	- 0112662	-4.38119
39 1979 03	273097	243586	0295108	12.1152
40 1979 04	198513	217684	- 0191712	-8.80689
41 1980 01	125757	169659	- 0439024	-25.8768
42 1980 02	133152	145812	- 01266	-8.6824
43 1980 03	134022	135746	-1.72472E-03	-1.27055
44 1980 04	15676	127713	029047	22.7439
45 1981 01	123013	159408	- 0363956	-22.8317
46 1981 02	282792	320464	- 037672	-11.7554
47 1981 03	348347	296165	0521824	17.6194
48 1981 04	280186	309935	- 0297493	-9.59855

La información que nos interesa aquí se resume a con
tinuación:

Residuos ecuación (13)

(p observada - p estimada)

	Período completo	I 79 - I 81
Media	0	- 0.0031
Desviación Estándar	0.0393	0.0298

El cuadro indica claramente la inexistencia de un sesgo sistemático en las estimaciones del período de "pau-tas cambiarias". Más aún, la desviación estándar de los residuos es definitivamente menor en dicho período que en el período completo. La mera: observación de los residuos, sin necesidad de abundar estadísticamente en el punto, evidencia la inexistencia de una tendencia definida.

El argumento en relación a la "apertura" que puede fundarse en estos resultados merece un breve desarrollo adicional. Los resultados no pueden rechazar la hipóte-sis de que los precios domésticos de determinados bienes comercializados hayan sido afectados por la competencia de bienes importados vía la sustitución en la demanda. Los resultados no dicen, simplemente, nada sobre esta cues-tión. Más aún, el índice de precios industriales no in-cluye algunos bienes -por ejemplo, automóviles- cuyos mer-cados domésticos registraron una importante proporción de oferta importada durante las "pautas". Pero éstos no son los puntos. La conclusión relevante que puede derivarse de los resultados es la debilidad de los efectos sustitu-ción sobre los índices generales de precios de la econo-mía 11/.

En el rol desinflacionario de estos efectos se apo-ya la fundamentación más general -la que reconoce la existencia de bienes no comerciables- que se ha propuesto pa

El cambio de política significó el pasaje de una tasa de inflación prácticamente uniforme de 13% trimestral durante 1980 y el primer trimestre de 1981, a una tasa del orden de 30% trimestral durante el resto de ese año. El motor de este proceso, como ya indicamos, fue la sucesión de devaluaciones con que se enfrentó la crisis externa. Entre los trimestres I y IV del '81, el costo de importaciones se incrementó 217%. En el mismo período, los salarios nominales aumentaron 68%.

Es interesante indicar que el nuevo ritmo de devaluación no fue uniforme. Al contrario, un fuerte aumento del tipo de cambio real se concentró en el segundo trimestre del '81. Esto puede verse en el siguiente cuadro, que muestra tasas de aumento trimestral en porcentos.

		cw	cm	p
1981	I	17.0	15.0	12.3
	II	16.3	66.7	28.3
	III	14.3	45.1	34.8
	IV	26.4	31.1	28.0

La forma en que se reflejó en el proceso inflacionario la política cambiaria que siguió al abandono de las "pautas" proporciona -por la magnitud del cambio en el ritmo de devaluación- una situación particularmente ventajosa para evaluar la capacidad explicativa del modelo y, por lo mismo, para destacar ciertas características de la inflación. En el segundo trimestre del '81, el traslado a los precios de los costos actuales -calculado con las elasticidades derivadas de la ecuación (13)- hubiera implicado un aumento de los precios industriales de 41.5%. En cambio, la tasa del trimestre fue 28%, ligeramente inferior a la tasa estimada con el modelo "inercial". Pese a la magnitud de las devaluaciones, la reacción de los precios no muestra ninguna de las características que exhiben los shocks de 1975 y 1976: ni desaparece la inercia ni tiende a incrementarse la proporción de mark-up. El ajuste se realiza de acuerdo al modelo "normal" del período.

ra la "apertura" comercial como política de estabilización.^{12/}.

Los resultados muestran que un modelo estructuralista, que ignora los efectos sustitución, explica bien la historia de la tasa de inflación de los precios industriales durante la "apertura" y, en consecuencia, contribuye a explicar el "atraso cambiario" y sus derivaciones. En este sentido, el modelo estructuralista proporciona una teoría mejor de los precios industriales que la que basa su capacidad predictiva en el buen funcionamiento de mercados walrasianos.

Desde la perspectiva de la política económica, la cuestión no está colocada sobre si en el "largo plazo" los efectos sustitución hacen o no su trabajo. La cuestión está en determinar ex-ante si esos efectos sustitución hacen su trabajo antes de inducir tales déficit en cuenta corriente que hipotecan la economía y desencadenan la crisis externa. Como es bien conocido, pagamos un alto costo por la predicción errada.

Cabe, por último, un comentario sobre el período que siguió al abandono de las pautas cambiarias. La observación de las últimas líneas del cuadro 2 muestra que la ecuación (13) explica bien el nuevo salto en el ritmo inflacionario. Entre el trimestre IV del '81 y el primero del mismo año los precios industriales aumentaron 121% y el modelo estima en el mismo período un incremento de 124%.

La observación da algún pie para comparar las modalidades de ajuste y ensayar una explicación de las diferencias. Una diferencia evidente reside en la forma de la maxidevaluación. En el segundo trimestre de 1981 el tipo de cambio no se incrementó de una vez sino que fue elevándose vía dos devaluaciones del orden del 30% en abril y junio y pequeños ajustes entre ellas. Esta circunstancia sugeriría que la diferencia puede encontrarse en la magnitud del ajuste instantáneo del tipo de cambio, pero pueden ensayar se otros argumentos, que involucran las condiciones de la demanda y del costo y estado financiero de las empresas, que exponemos en el punto siguiente.

3. Proyección fuera del período de estimación

En este punto utilizamos el modelo de la ecuación (13) para proyectar las tasas de inflación del año 1982. La proyección permite, por un lado, corroborar la capacidad expliativa del modelo y observar su estabilidad. Por otro lado, da lugar a una discusión adicional sobre las políticas.

El comienzo del año 1982 coincidió con la inauguración de una nueva política de corte ortodoxo. El efecto antiinflacionario debía provenir de una abrupta caída en la tasa de creación monetaria doméstica. A este fin, se procuró una rápida reducción del déficit del sector público basada esencialmente en el congelamiento por tiempo indeterminado de los sueldos y salarios pagados por el sector. (Se esperaba, además, que éste tuviera efectos de simpatía sobre la tasa de aumento salarial del sector privado). El mercado de cambios fue unificado y "liberado" -existía en ese momento un doble mercado de cambios con control sobre las transacciones comerciales-. Se anunció una flotación "sucia" del tipo de cambio, que en la práctica resultó un régimen de libertad de cambio con tipo fijado por el Banco Central, bajo reglas de ajuste no explicitadas. La medida implicó una devaluación inicial del tipo de cambio de importaciones del orden de 30%. A partir de este nuevo nivel se esperaba desacelerar abruptamente el ritmo de ajuste,

fundando esta expectativa en la reducción de la tasa de creación monetaria.

El programa de Roberto Alemann era, sin duda, el más fiel a la ortodoxia monetarista puesto en práctica desde 1976. No es éste el lugar para discutir sus efectos. Tampoco tuvo la oportunidad de desplegarlos con amplitud pues vino a ponerle dramático fin la guerra de Las Malvinas. Los acontecimientos impusieron el control de cambios, destinado a permanecer por largo tiempo.

Con el fin de la guerra se pusieron en práctica nuevas medidas de política económica. Bajo el régimen de control de cambios se puso en vigencia un sistema de cambios múltiples. En julio, el tipo de cambio para transacciones financieras se elevó un 150% respecto del valor medio del cambio oficial del mes anterior, sosteniéndose en el nuevo nivel nominal durante los siguientes tres meses. El tipo de cambio de importaciones se incrementó en forma continuada durante el tercer trimestre del '82, a una tasa mensual media de 23%, vía el ajuste del tipo "básico" y modificaciones en la composición requerida del mix de compras en el mercado "básico" y financiero. En el mismo período, el tipo de cambio del mercado "paralelo" fue, en promedio, 31% más alto que el tipo financiero.

Para el propósito de proyectar las tasas de inflación del período mediante el modelo, la existencia en la práctica de restricciones cuantitativas en el mercado oficial de dólares comerciales durante el tercer trimestre de 1982 supone una dificultad, pues no es sencillo -ni debía serlo para las empresas- determinar el tipo efectivo de cambio de importación. A fin de eludir esta dificultad integramos el tercer y cuarto trimestre de 1982 y aplicamos el modelo a la proyección de la segunda mitad del año. Más precisamente, hacemos lo siguiente. De acuerdo al modelo debe ser:

$$p_{III} = \lambda p_{II} + a'_m cm_{III} + a'_w cw_{III}$$

$$y p_{IV} = \lambda p_{III} + a'_m cm_{IV} + a'_w cw_{IV}$$

Sumando las ecuaciones se obtiene:

$$\begin{aligned} p_{III} + p_{IV} &= \lambda(p_{II} + p_{III}) + a'_m (cm_{III} + cm_{IV}) + \\ &+ a'_w (cw_{III} + cw_{IV}) \end{aligned} \quad (18)$$

donde los subíndices en número romano indican trimestres. Entonces hacemos:

$$p_{III} + p_{IV} = p_{IV, II} = p_{IV} / p_{II} - 1$$

es decir, calculamos la tasa de crecimiento del precio del segundo semestre como el nivel de precio del cuarto respecto del segundo. De la misma forma hacemos:

$$p_{II} + p_{III} = p_{III, I} = p_{III} / p_I - 1$$

$$cm_{III} + cm_{IV} = cm_{IV, II} = CM_{IV} / CM_{II} - 1$$

$$cw_{III} + cw_{IV} = cw_{IV, II} = CW_{IV} / CW_{II} - 1$$

sustituyendo en (18) es:

$$p_{IV, II} = \lambda p_{III, I} + a'_m cm_{IV, II} + a'_w cw_{IV, II} \quad (19)$$

con la que proyectamos el segundo semestre de 1982 utili

zando los coeficientes de la ecuación (13). En el caso del primer y segundo trimestre utilizamos la ecuación (13) considerando como p_{t-1} la tasa de inflación efectiva del trimestre precedente.

Los datos y resultados de la proyección se resumen en el siguiente cuadro (en porcentos):

Primer semestre 1982

Trimestre	p_{t-1}	cm	cw	p est.	p obser.
I	28,0	53,6	7,3	29,2	33,9
II	33,9	33,0	5,9	24,7	22,7

Segundo semestre 1982

$p_{III,I}$	$cm_{IV,II}$	$cw_{IV,II}$	$p_{IV,II}^{est.}$	$p_{IV,II}^{obser.}$
97.5	194.1	147.7	146.3	146.5

El error del primer trimestre es ligeramente superior a un E.E.R. y el del segundo trimestre es inferior a medio E.E.R. La tasa proyectada del segundo semestre es prácticamente idéntica a la tasa observada.

Como indicamos arriba, estos resultados reafirman la capacidad explicativa del modelo y señalan su estabilidad durante 1982. Por lo mismo, destacan la misma característica del proceso inflacionario reciente observada en 1981. Como en ese caso, y a diferencia de los shocks de 1975 y 1976, el ajuste de los precios a las devaluaciones que siguieron al fin de la guerra se efectuó de acuerdo al modelo normal.

Los episodios de política económica del segundo semestre del '82 amplían el número de observaciones con que contamos para sugerir una explicación de la diferencia en las modalidades de ajuste. Un rasgo que el incremento del tipo de cambio del tercer trimestre del '82

comparte con el del segundo del '81 es que la maxidevaluación no se realizó de una vez. Este rasgo pareciera enfatizar el argumento ya indicado en el punto precedente, sobre la magnitud del ajuste instantáneo del tipo de cambio. Interpretando esta cuestión en la línea del modelo microeconómico a que ya hicimos referencia 13/, la importancia de la magnitud de la devaluación -comparada con la tasa a la que venía ajustándose el tipo de cambio- está asociada al grado de incertidumbre que introduce en la expectativa inflacionaria. Por esta razón, una sucesión de devaluaciones podría dar lugar a un ajuste diferente que una maxidevaluación equivalente. Sin embargo, aunque al fin de la guerra de Malvinas el tipo comercial no fue incrementado de una vez en magnitud similar a 1975 y 1976, difícilmente pueda argumentarse que el grado de incertidumbre de las expectativas era inferior al de aquellos períodos. En consecuencia, no parece que este sea el principal elemento de la diferencia.

La observación del contexto macroeconómico en que se produjeron los shocks devaluatorios orienta la explicación en otra dirección. Los riesgos de pérdida asociados a la decisión de precio no son sólo función del grado de incertidumbre sino también del costo de oportunidad del exceso de existencias en que puede incurrir la empresa por caída de sus ventas. Este costo depende de expectativas de demanda y de la tasa de interés. En términos más generales, dicho costo depende también de la posición financiera de la empresa: cuanto más robusta sea la posición financiera y más "líquidas" se estimen las existencias, mayor será la tendencia a preciar por arriba de la tasa esperada de aumento de costos. Estos criterios separan en forma definida los dos primeros casos de los últimos.

El siguiente cuadro resume algunos indicadores sobre el contexto del período inmediatamente precedente a cada una de las políticas que estamos comparando.

	Julio 1975	abril 1976	abril 1981	julio 1982
Tendencia del producto industrial en el <u>semes</u> tre precedente	0.8	- 3.1	- 6.5	- 1.6
Tendencia del producto industrial en el <u>trimes</u> tre precedente	1.8	2.2	- 4.5	- 8.3
Tasa de interés real <u>men</u> sual en el semestre <u>pre</u> cedente	-6.8	- 9.8	2.2	0.2
Tasa de interés real <u>men</u> sual en el trimestre <u>pre</u> cedente	-7.0	-17.2	4.1	0.3

Las dos primeras líneas se refieren a la tendencia del nivel de actividad industrial (desestacionalizado). La primera es la tasa porcentual de variación del semestre que precede a cada una de las fechas indicadas en el cuadro (respecto del semestre anterior). En la segunda línea, el mismo indicador se refiere al trimestre que precede a las fechas indicadas. Las últimas dos líneas indican el costo del crédito bancario utilizado por las empresas, medido por la tasa de interés real mensual - en relación al precio industrial - del semestre y del trimestre, que preceden las fechas indicadas.

El cuadro proporciona una idea de los diferentes contextos. En julio de 1975 el sector industrial se encontraba en la cresta de un período expansivo, con abundantes beneficios, costo real del crédito muy negativo y sólida posición financiera. La situación no era muy diferente en abril de 1976, aún tomando en cuenta la recesión que se produjo en el segundo semestre de 1975. En cambio, tanto en abril de 1981 como en julio de 1982 el sector industrial se encontraba sobre una tendencia fuertemente recesiva. Desde fines de 1979 las tasas de interés reales eran elevadas y, en gran parte como resultado de estos mismos

procesos, muchas empresas tenían una débil posición financiera y enfrentaban restricciones en el mercado de crédito.

Aunque el número de casos no es suficiente para dar fuerza conclusiva al análisis -y es deseable que nuevos experimentos de política económica no nos proporcionen oportunidad de ampliar la muestra- la comparación es sugestiva de los factores que inciden para diferenciar los ajustes.

- 1/ En todo el trabajo definimos como nivel de precios de un período al promedio aritmético de los niveles de precios mensuales correspondientes. A los fines de uniformar la presentación, las tasas anuales comentadas se refieren a la variación experimentada por esos niveles.
- 2/ Lo que sigue extracta análisis que desarrollamos en otro trabajo (Roberto Frenkel (1980)). Allí pueden encontrarse también referencias al período que precedió al régimen militar. Evaluación y análisis de las políticas económicas desarrolladas desde 1976 pueden también encontrarse en Adolfo Canitrot (1980) y (1981) y Roberto Frenkel (1980b).
- 3/ Industria manufacturera excluida la fabricación de alimentos, bebidas y tabaco.
- 4/ Roberto Frenkel (1983).
- 5/ Roberto Frenkel (1979).
- 6/ El cambio de los coeficientes a_v^1 y a_m^1 podría atacarse introduciendo otras dos dummies de estos coeficientes de regresión. Pero este método no puede utilizarse porque los tres dummies (de λ , a_v^1 y a_m^1) son altamente colineales.
- 7/ G.S. Maddala (1979), cap. 16.
- 8/ G.S. Maddala, pág. 361. El desarrollo fue realizado por el autor juntamente con Luis Acosta. El programa de computación fue realizado por Luis Acosta.
- 9/ Esto es porque estamos obviando en la formulación del modelo el término aleatorio. La expresión es la esperanza de $p_0 - a_k$.
- 10/ Atendiendo a los objetivos de este trabajo consideramos los salarios como una variable exógena. Pero la investigación de la que este trabajo es parte incluye una explicación endógena de la dinámica salarial y la elaboración de un modelo simultáneo de determinación de precios y salarios. Estos resultados serán objeto de otra publicación.
- 11/ Esta conclusión no depende de la estructura específica de ponderaciones del índice de precio industrial que utilizamos. Resultados similares (aún no publicados) fueron obtenidos utilizando el Índice de Precios al Consumidor, cuya composición y estructura de ponderaciones difiere del aquí utilizado y proviene de 1970-71.
- 12/ Cf. por ejemplo, Carlos Rodríguez (1979).
- 13/ Roberto Frenkel (1979).

Referencias Bibliográficas

- CANITROT, Adolfo: La disciplina como objetivo de política económica. Un ensayo sobre el programa económico del gobierno argentino desde 1976. Estudios CEDES, Volumen 2, número 6, Buenos Aires, 1980.
- : Teoría y práctica del liberalismo. Apertura económica y política antiinflacionaria. Argentina 1976-1981. Desarrollo Económico, número 82, Buenos Aires, 1981.
- CAVALLO, Domingo F.: Los efectos recesivos e inflacionarios iniciales de las políticas monetaristas de estabilización. Ensayos Económicos, N° 4 pte. 2, diciembre 1977.
- FRENKEL, Roberto: Decisiones de precios en alta inflación. Estudios CEDES, Volumen 2, número 3, Buenos Aires, 1979.
- : Las recientes políticas de estabilización en Argentina: de la vieja a la nueva ortodoxia. Instituto de Relaciones Internacionales, PUC, Rio de Janeiro, 1980 (a).
- : "El desarrollo reciente del mercado de capitales en la Argentina" Desarrollo económico, número 78, Buenos Aires, 1980 (b).
- FRENKEL, Roberto: La dinámica de precios industriales en la Argentina. 1966-1982 un estudio econométrico. Mimeo, CEDES, Buenos Aires, junio 1983.
- MADDALA, C.S.: Econometrics. McGraw-Hill, Inc. U.S.A. 1977.
- OKUN, Arthur M.: Prices and Quantities: A Macroeconomic Analysis. The Brookings Institution. Washington, 1981.
- RODRIGUEZ, Carlos A.: El plan argentino de estabilización del 20 de diciembre. Buenos Aires, CEMA. 1979 (Documento de Trabajo N° 5).
- TAYLOR, Lance: Macromodels for developing countries. McGraw-Hill Inc. New York, 1979.
- : Structuralist Macroeconomics: Applicable Models for the Third World. Pontificia. Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Economía, Rio de Janeiro, 1982.