

**La dinámica
de los precios
industriales
en la Argentina
1966 - 1982**

**Un estudio
econométrico**

Roberto Frenkel

I N D I C E

	Fíg.
Introducción	5
Capítulo I	
1. Las fases de la política económica 1975-1981	7
2. Precios relativos	10
Capítulo II	
1. Propósito	17
2. El modelo	17
3. Estimación del modelo. Los <i>shocks</i>	19
4. La evolución del <i>mark-up</i>	24
5. La dinámica de precios industriales y las políticas del período 1975-1981	26
6. El costo salario y la productividad	31
Capítulo III	
1. Propósito	35
2. El modelo	36
3. El modelo "inercial" de corto plazo y el modelo "actual" de plazo más extenso	38
4. Estimación (I). Los <i>shocks</i>	40
5. Estimación (II)	45
6. Estimación (III)	46
7. El costo salario y la productividad	50
8. Las políticas del período 1975-81	52
9. Proyección fuera del período de estimación	59
Bibliografía	65
Anexo de estadísticas básicas	67

"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, págs. x, xi.

**LA DINAMICA DE LOS PRECIOS INDUSTRIALES
EN LA ARGENTINA 1966-1982.
UN ESTUDIO ECONOMETRICO***

Roberto Frenkel

Introducción

Pese a su título, el principal objetivo de este trabajo es analizar la dinámica de los precios industriales de la economía argentina en el período 1975-1982. Sin embargo, el título se justifica por la conveniencia de colocar este análisis en una perspectiva de mayor plazo.

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 de la Chicago *cuisine*, algunos de cuyos efectos pueden ser observados y evaluados en este estudio. Por último, como inmediata consecuencia de la sucesión de políticas, la existencia de abruptas variaciones en los precios relativos, que proporcionan un contexto particularmente favorable para este estudio.

* Este trabajo es parte de un proyecto de investigación sobre Políticas Macroeconómicas y Empleo que desarrollamos en CÉDUL conjuntamente con Adolfo Cabilrot. Agradecemos el apoyo financiero de ICFP-L, Fundación Ford y IDEC. Colaboraron los investigadores asistentes Omar Cairós, Nora Bernetta y Claudio Lonzo. Agradecemos la significativa colaboración de Luis Acosta en los aspectos económicos y de computación. Versiones de este trabajo fueron expuestas en seminarios realizados en CEPES, Banco Nacional de Desarrollo (Buenos Aires), PREALC (Santiago de Chile), Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Universidade Federal do Rio de Janeiro, INPES/FEA (Rio de Janeiro), y en el XI Encuentro Nacional de Economía de ANMLA (Belen). En cada una de estas presentaciones recibimos comentarios que agradecemos.

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 los capítulos II, III, técnicas econométricas son utilizadas para explicar la dinámica de los precios industriales y discutir los efectos de las políticas aplicadas. En el capítulo II se analiza el período 1966-81 utilizando como material estadístico series de medias anuales de precios. En el capítulo III se presenta un análisis de plazo más corto del período 1975-1982 trabajando con series trimestrales.

1. Las fases de la política económica 1975-1981

Las cifras del cuadro I ilustran elocuentemente el "salto" experimentado por el proceso inflacionario durante 1975. En la década precedente la media de tasas anuales de inflación¹ 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 determinante el *shock* que se ejecutó en junio de 1975 (una maxidevaluación del orden de 100 % seguida por aumentos 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 nuevo ensayo seguía el fracaso del anterior. A los fines de este trabajo sólo cabe aquí definir las etapas de la política económica y delinear sintéticamente algunas de sus principales características².

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. Estas diferencias de las tasas calculadas entre puntas del período. Detalle sobre la información básica utilizada puede encontrarse en el anexo.

² Lo que sigue extracta análisis que desarrollamos en otro trabajo (Roberto Frenkel, 1980). Allí pueden encontrarse también referencias

CUADRO 1
Tasas anuales de inflación (%)

	(i)	(ii)
1966	24,5	31,4
1967	12,2	29,6
1968	8,3	16,0
1969	5,8	7,5
1970	7,4	13,6
1971	31,2	34,9
1972	69,7	58,4
1973	52,1	60,3
1974	29,8	24,2
1975	242,9	182,8
1976	455,7	444,1
1977	131,2	176,0
1978	154,6	175,5
1979	148,4	159,5
1980	82,8	100,8
1981	111,8	104,5
1982	244,1	164,8

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

(ii) Índice de precios al consumidor.

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

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 (1980 b).

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 servicios públicos, con el expreso propósito de influir por esta vía en las expectativas inflacionarias del sector privado.

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 preanuncio 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 preocupación central de administrar la crisis externa y obtener saldos positivos en la cuenta de comercio. Esto se tradujo en una serie de máxidevaluaciones que tendieron continuamente a elevar el tipo de cambio real.

La sucesión de políticas descrita se tradujo en drásticos y veloces cambios en los precios relativos. La magnitud 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

El cuadro 2 muestra la evolución de dos indicadores básicos del sector industrial³ como índices con base 100 en 1973. El primero es el tipo de cambio real de importancia del sector. Más precisamente:

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

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_t : precio industrial.

AM_t puede conceptuarse también como el costo de una unidad de importación expresado en unidades de producto industrial.

La segunda columna del cuadro 2 es el costo salario unitario expresado en unidades de producto industrial:

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

AW_t : costo salario unitario relativo al precio industrial.

L_t : empleo (horas/hombre trabajadas).

W_t : salario horario nominal.

Q_t : producción industrial.

Las cifras del cuadro 2 pueden visualizarse en el gráfico 1.

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

³ Industria manufacturera excluida la fabricación de alimentos, bebidas y tabaco.

CUADRO 2

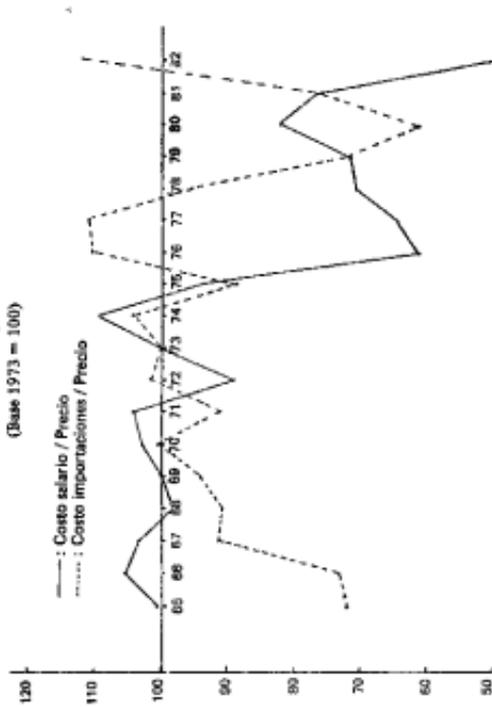
	Costo relativo de importaciones* base 1973=100	Costo salario unitario* base 1973=100
1965	72,2	100,6
1966	72,7	105,6
1967	91,5	103,3
1968	81,0	97,7
1969	94,0	100
1970	100,5	102,7
1971	91,5	104,1
1972	101,1	88,6
1973	100,0	100,0
1974	104,7	110,0
1975	88,8	93,2
1976	110,3	61,1
1977	110,6	64,4
1978	95,6	70,6
1979	72,1	71,1
1980	61,3	82,2
1981	75,9	76,5
1982	112,0	51,6

* Definiciones en el texto.

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 gobierno 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 reducción del costo salario. Este tiende a incrementarse después hasta

GRAFICO 1
 Relaciones costo-precio
 (Base 1973 = 100)



el pico de 1980, pero este máximo del período posterior a 1976 es inferior al mínimo del período precedente. 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 el cuadro 3 y el gráfico 2:

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

WR_t : salario real por trabajador.

H_t : número de trabajadores ocupados.

PC_t : precios al consumidor.

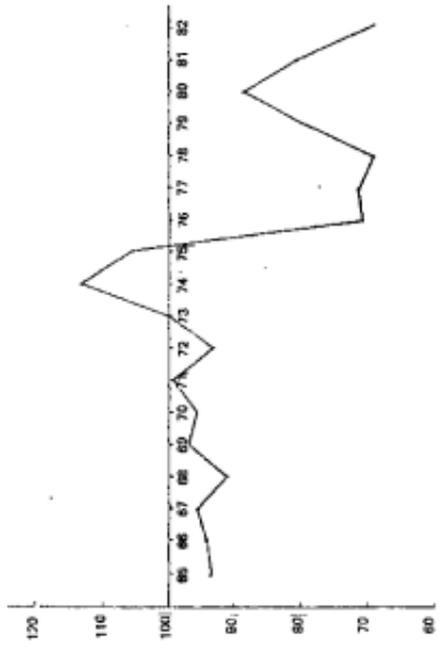
Las principales diferencias entre este índice y el precedente provienen de los cambios en la productividad y en la relación precio industrial-precios al consumidor. La relativa estabilidad del período 1967-73, el incremento de 1974 y la

CUADRO 3
Salario real

(Base 1973 = 100)

Año	Índice
1965	94,3
1966	94,8
1967	95,4
1968	91,2
1969	97,0
1970	95,5
1971	99,0
1972	94,1
1973	100,0
1974	113,1
1975	105,5
1976	71,2
1977	71,9
1978	69,3
1979	79,8
1980	88,7
1981	80,5
1982	70,7

GRAFICO 2
Salario real
(Base 1973 = 100)



reducción permanente desde 1976 reproducen *grosso modo* las tendencias del costo salario. Pero debe observarse que en el caso del salario real el incremento 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.

1. Propósito

En este capítulo, el referente empírico de las variables consideradas corresponde a series de medias anuales del período 1966-1981. Veremos que con este material estadístico la dinámica de los precios industriales puede ser bien explicada por un modelo de *mark-up* constante, a excepción de los períodos de *shock*. Al respecto, uno de los principales propósitos de este capítulo es mostrar que los *shocks* agregaron un componente adicional de aceleración inflacionaria y provocaron un incremento permanente en la proporción de *mark-up*. Además, el análisis de las series anuales permitirá adelantar algunas observaciones sobre efectos de las políticas, las que serán retomadas en el análisis de plazo más corto del capítulo III.

2. El modelo

En la explicación de la dinámica anual de los precios industriales utilizamos el modelo

$$p_t = a_m \cdot cm_t + a_w \cdot cw_t + a_x \quad (1)$$

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_x son coeficientes a determinar.

Una racionalización 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:

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

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.
- $a_m = EM (M/Q) / [W (L/Q) + EM (M/Q)]$ 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

$$\begin{aligned} d(L/Q) / (L/Q) = -d(Q/L) / (Q/L), \text{ el segundo corchete de (3) es} \\ dW/W + d(L/Q) / (L/Q) = dW/W - d(Q/L) / (Q/L) = w - ql = cw \end{aligned}$$

donde q_1 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 e insumos importados en el costo variable total y a_k , la tasa de variación de la relación precio-costo variable total.

Además de los habituales indicadores de bondad de ajuste, la capacidad explicativa del modelo debe juzgarse por los siguientes *tests*:

- a) $a_w > 0$, $a_m > 0$, $a_w + a_m = 1$, $a_k = 0$, en el caso de la hipótesis 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 del coeficiente de *mark-up*.

Antes de pasar a la estimaciones y resultados queremos señalar un punto que hace a su interpretación. La racionalización prevista por el modelo de formación de precios (2) es útil para interpretar la ecuación dinámica (1), pero restringe innecesariamente el conjunto de hipótesis de formación de precios de las que puede derivarse esa ecuación. Más concretamente: en el siguiente capítulo, en lugar del modelo de *mark-up* sobre costos actuales, la dinámica de plazo corto es analizada con una hipótesis más compleja de formación de precios, pero de la que se deriva un modelo similar a (1) cuando se la extiende para explicar la tasa *anual* del precio industrial. En consecuencia, la periodicidad de las series utilizadas debe tenerse en presente en la interpretación de los resultados de este capítulo, cuidando de observar que dicha periodicidad no permite inferencias directas sobre el mecanismo de formación de precios en períodos más cortos.

3. Estimación del modelo. Los shocks

Varias cuestiones de interés derivan de la estimación del modelo (1). Las expondremos en forma sucesiva, comenzando en este punto por el análisis del impacto de los *shocks*.

A los fines de estimar dicho impacto definimos dos variables *dummy*

$z_{75} = 1$ en 1975, 0 en otros años y

$z_{76} = 1$ en 1976, 0 en otros años; y estimamos la ecuación

$$p = a_m cm + a_w cw + a_{75} z_{75} + a_{76} z_{76} + a_k \quad (4)$$

Los coeficientes a_{75} y a_{76} son estimadores de la parte de la tasa de inflación anual del respectivo año atribuible a la variación del *mark-up*. Corregidos por la correspondiente tasa de incremento del costo variable, proporcionan estimadores de la tasa de incremento de la relación precio-costo variable en los respectivos años⁴.

Aunque no discutamos la cuestión por el momento, debe indicarse que adoptamos la hipótesis de costo normal para el costo salario. En las estimaciones que siguen el cómputo del costo salario normal resulta de sustituir la serie de productividad corriente por la curva de tendencia de la productividad. Para los años 1966-70 utilizamos la tendencia del período 1965-70 y para los años 1971-81 utilizamos la tendencia del período 1970-81. Formalmente:

$$cw = w - q/t$$

⁴ La aproximación continua desarrollada en (3) desprecia los efectos multiplicativos de los incrementos conjuntos del costo variable y del *mark-up*. Esto no puede hacerse en la estimación con datos discretos, particularmente por la magnitud de las tasas involucradas. Considerando incrementos discretos, el desarrollo de (3) resulta:

$$p = a_m cm + a_w cw + a_k \cdot (1 + a_m cm + a_w cw)$$

donde

$$p = \Delta P/P, cm = \Delta CM/CM, cw = \Delta CW/CW \text{ y}$$

$$a_k = \Delta k / (1 + k).$$

En consecuencia, a_{75} y a_{76} de la ecuación (4) estiman el efecto conjunto del aumento de los costos variables y del *mark-up* en los respectivos años.

donde $q(t)$ es la tasa tendencial de crecimiento de la productividad, especificada como indicamos⁵.

La estimación de (4) por el método de mínimos cuadrados ordinario (M.C.O.) resulta:

$$p = 0.627 cw + 0.355 cm + 0.713 z_{75} + 0.910 z_{76} - 0.026 \quad (5)$$

(11.930) (5.326) (7.066) (3.032) (-0.746)

$$R^2 = 0.997 \quad E.E.R. = 0.0792 \quad D.W. = 2.304^6$$

Es inmediato verificar que el ajuste es satisfactorio. El gráfico 3 ilustra la calidad de las estimaciones de la tasa de crecimiento de los precios industriales que resultan de la ecuación (5). Las elasticidades a_w y a_m tienen altos valores de t y suman 0.982. La constante de la ecuación no es significativamente distinta de 0 (95 %). Este conjunto de resultados permite no rechazar la hipótesis de *mark-up* constante para el período 1966-81, excluyendo los años 1975 y 1976.

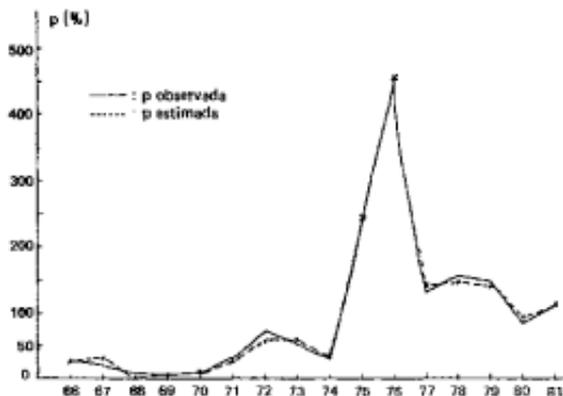
Por otro lado, los altos valores de t de los coeficientes $a_{z_{75}}$ y $a_{z_{76}}$ indican que en los años de *shock* se registraron incrementos significativos en el coeficiente de *mark-up*. Las estimaciones de esos coeficientes señalan que de las tasas de inflación experimentadas durante 1975 y 1976, 71.3 y 91 puntos porcentuales, respectivamente, se deben al incremento del *mark-up*. El siguiente cuadro resume estos resultados y permite estimar las tasas de aumento de la relación precio-costos. Las cifras están expresadas en porcentos.

Año	p. observado (i)	Tasa del costo primo (ii)	Efecto aumento del <i>mark-up</i> (iii)	Tasa relación precio-costos (iv)
1975	243.0	174.3	71.3	26.0
1976	455.2	367.3	91.0	19.5

⁵ La forma discreta utilizada en la estimación es $cw = (1 + w) / (1 + q(t)) - 1$. De la misma manera: $cm = (1 + pm) / (1 + e) - 1$.

⁶ R^2 : coeficiente de determinación; E.E.R.: error estándar de regresión D.W.: estadístico de Durbin-Watson. Los números entre paréntesis corresponden a los estadísticos t de los respectivos coeficientes.

GRAFICO 3
Tasas observadas y estimadas de inflación



La columna (i) registra las tasas observadas de aumento del precio industrial. Las cifras de la columna (ii) corresponden a las tasas de aumento del costo primo calculadas con las elasticidades de la ecuación (5). Estas constituyen estimadores de la tasa de aumento del precio industrial que se habría experimentado de mantenerse constante el coeficiente de *mark-up*. La columna (iii) recoge los efectos del aumento del *mark-up*, estimados por a_{75} y a_{76} . En la columna (iv) estos efectos han sido corregidos por el incremento de los costos primos a fin de obtener estimaciones de la tasa de aumento de la relación precio-costo primo en cada año⁷. Se concluye que la relación se incrementó un 26 % en el año 1975 y otro 19,5 % en el año 1976⁸.

⁷ (iv) = (iii) / (1 + (ii)/100).

⁸ Una discusión de las causas del incremento del *mark-up* requiere especificar con mayor precisión el mecanismo de formación de precios.

Evidencia adicional sobre la relevancia de la inclusión de las variables x_{75} y x_{76} y, en consecuencia, sobre la significación de los incrementos de *mark-up* de esos años, puede obtenerse estimando el modelo (1) sin incluir las variables *dummy*. La ecuación que se obtiene es

$$p = 0.672 cw + 0.485 cm - 0.099$$

$$(7.824) \quad (10.183) \quad (-1.679)$$

$$R^2 = 0.986 \quad E.E.R. = 0.151 \quad D.W. = 1.816$$

Aunque las elasticidades tienen altos valores de t , suman 1.157. Además, aumenta la magnitud y significación de la constante. El error de regresión es 90 % más alto que el de la estimación (5).

Es interesante observar que en el año 1981, pese a haberse producido una sucesión de devaluaciones que implicaron un aumento de 262 % del precio de las importaciones, no se registra variación significativa del coeficiente de *mark-up*. El residuo de la estimación (5) en el año 1981 (p observado- p estimado) es -0.011 . Evidencia adicional puede obtenerse definiendo otra variable *dummy*:

$$x_{81} = 1 \text{ en el año 1981, } 0 \text{ resto del período}$$

e incluyéndola en la regresión. Se obtiene entonces la ecuación

$$p = 0.667 cw + 0.352 cm + 0.519 x_{75} + 0.748 x_{76} - 0.068 x_{81} - 0.033$$

$$(7.059) \quad (2.551) \quad (3.486) \quad (1.257) \quad (-0.417) \quad (-0.708)$$

$$R^2 = 0.995 \quad E.E.R. = 0.101 \quad D.W. = 2.436$$

El coeficiente de x_{81} tiene signo negativo y no es significativamente distinto de cero.

Dejamos esta discusión para el capítulo siguiente. Emitámonos en este análisis con series anuales a indicar la existencia y magnitud de estos efectos.

4. La evolución del *mark-up*

Los resultados de la estimación pueden utilizarse para obtener un índice de la evolución de la relación precio-costo primo. Estimamos una serie de costo primo normal y otra de costo primo corriente utilizando los coeficientes de la ecuación (5) ($a_{np} = 0.627$ y $a_m = 0.355$) y computando el costo salario normal, en el primer caso, y el costo salario corriente, en el segundo. Con la serie de precios observados calculamos entonces la relación precio-costo en la forma de índices con base 100 en 1973, que pueden verse en el cuadro 4 y gráfico 4.

CUADRO 4
Relación precio-costo primo

	(I)		(II)	
	Relación base 1973 = 100	Tasa de variación %	Relación base 1973 = 100	Tasa de variación %
1965	110,3		110,2	
1966	106,5	-3,6	106,2	-3,1
1967	100,8	-5,4	98,4	-7,9
1968	104,8	3,9	102,6	4,3
1969	102,2	-2,5	100,2	-1,8
1970	98,0	-4,1	98,0	-2,8
1971	100,5	2,6	99,7	1,7
1972	107,3	6,8	106,2	6,5
1973	100	-6,8	100	-5,8
1974	92,5	-7,5	93,8	-6,2
1975	109,1	17,9	116,0	23,7
1976	126,7	16,1	135,0	16,4
1977	123,3	-2,7	129,3	-4,2
1978	128,4	4,1	134,6	4,1
1979	139,9	8,9	141,4	4,1
1980	133,9	-4,3	131,5	-7,1
1981	131,1	-2,1	130,2	-0,5

(I) Computada con el costo salario corriente.

(II) Computada con el costo salario normal.

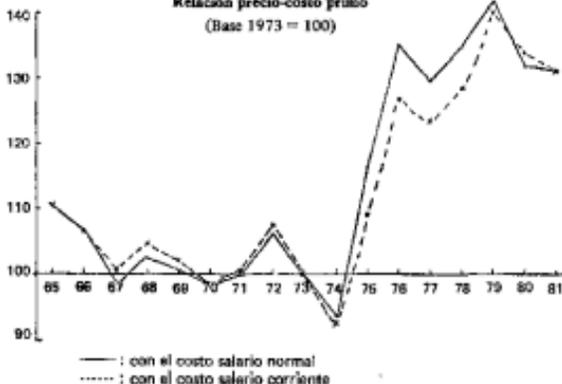
El incremento del *mark-up* durante 1975 y 1976 y la estabilización de una nueva relación precio-costo desde 1976 aparecen ilustrados en el gráfico. Un análisis estadístico de la serie reafirma la evidencia del gráfico. Considerando la relación precio-costo normal se obtiene lo siguiente:

Relación precio-costo normal

	Media	Desviación estándar
Período 1965-74	101,7	4,86
Período 1975-81	131,2	7,80
Período 1976-81	133,7	4,24

La media del período 1975-81 es 30 % más alta que la del período precedente. La razón t para la diferencia de medias entre ambos períodos es altamente significativa: 9,67. La mayor dispersión de la relación precio-costo en el período más reciente es sólo aparente, pues obedece exclusivamente a la inclusión del año 1975. Si se excluye este año, como hacemos en la última línea del cuadro, se observa que la desviación estándar de la relación precio-costo en el período 1976-81 es 4,24, algo menor que la del período 1965-74. La razón t para la diferencia de medias entre estos dos períodos resulta entonces 13,33.

GRAFICO 4
Relación precio-costo primo
(Base 1973 = 100)



5. 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 tienen la "virtud" de introducir tales fluctuaciones en los precios relativos que excluyen la posibilidad de colinealidad espúrea.

A continuación exploramos algunas de las cuestiones de mayor interés que suscita el período posterior a 1975 ayudándonos con un par de gráficos que, complementados con el gráfico 4, proporcionan una visión de conjunto. El primero (Gráfico 5) muestra la relación costo importaciones —costo salario normal. El segundo (Gráfico 6) las relaciones costo-precio, costo importaciones-precio y costo variable normal-precio. (Esta última es la inversa de la serie reproducida en el Gráfico 4).

Es inmediato ver que al *shock* devaluatorio de 1975 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 va señalamos, la tasa de los precios fue mayor que la del costo variable, por aumento del *mark-up*. Vale la pena anotar que en los dos casos el aumento del *mark-up* coincidió con contracción de la demanda y del nivel de actividad.

La política cambiaría y el comportamiento de los salarios

GRAFICO 5
 Relación costo importaciones/costo salario normal
 (Base 1973 = 100)

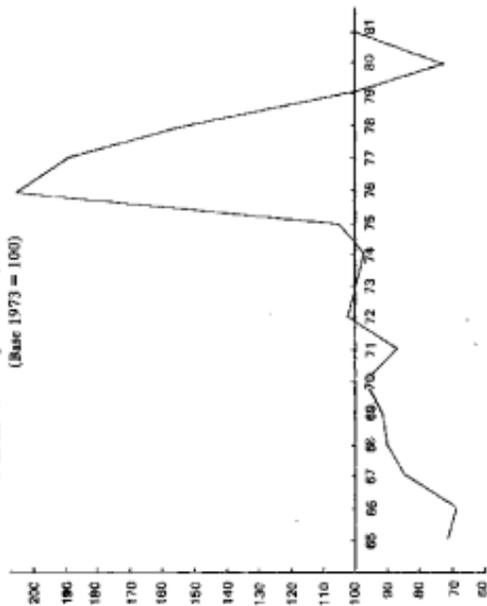
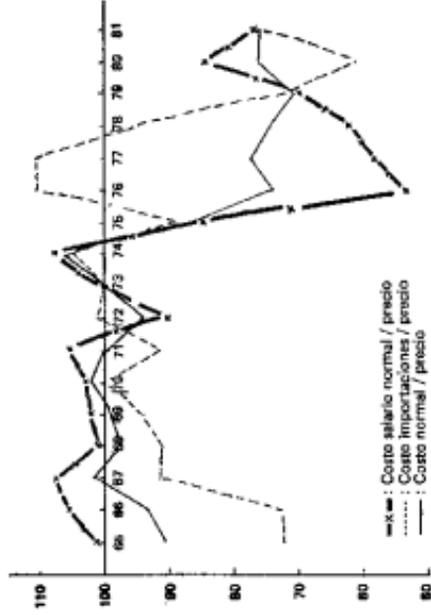


GRAFICO 6
 Índice de costo unitario/precio industrial
 (Base 1973 = 100)



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 5 y 6.

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 la ecuación (5). 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 mucho más que el tipo de cambio, y en tanto los precios industriales tendieron a mantener un *mark-up* constante sobre los costos variables, los salarios crecieron también en relación a los precios industriales⁹.

Esta situación se revirtió durante 1981 y 1982.

Además de la incidencia estructural señalada, ¿existe evidencia de un efecto adicional de la política cambiaria y arancelaria sobre el proceso inflacionario? Este es un punto altamente debatido que merece atención. Aunque volvemos a él en el siguiente capítulo, vale la pena explorar las indicaciones en este sentido que proveen los datos anuales.

El siguiente cuadro muestra los resultados de la estimación de la ecuación (5) para los años de "pausas cambiarias".

	p observado %	p estimado %	residuo %
1979	148,4	140,8	7,7
1980	82,8	92,7	-9,9

E.E.R. (%) = 7,9

⁹ 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.

Como se ve, el residuo es positivo en el año 1979 (la estimación es menor que la tasa observada) y negativo en el año 1980. El residuo es algo menor que un error estándar en el primer año y 1,25 error estándar en el segundo. Ambos son estadísticamente insignificantes. Tomando en conjunto los dos años, la inflación observada es prácticamente idéntica a la inflación estimada por la ecuación estructural. Dejando de lado la significación estadística de los residuos podría argumentarse que la tasa observada es menor que la estimada en el año 1980, y que esto constituye evidencia de una influencia independiente de la "apertura comercial" sobre la tasa de inflación. Aún aceptando este argumento, la mera observación de las cifras ilustra la ínfima magnitud de esta hipotética influencia.

Hay, además de lo indicado, evidencias adicionales sobre la cuestión. La ecuación (5) está estimada con el costo salarial normal; esto es, considerando en el cálculo del costo salario no el costo corriente sino el que resulta de la tendencia de largo de la productividad. La diferencia entre esta tendencia y los aumentos efectivos de la productividad es muy marcada en los años 1979 y 1980, cuando, respecto al año precedente, la productividad aumentó 14,3 % y 7 %, respectivamente. En consecuencia, la tasa del costo salario de esos años, computada con la tasa corriente de la productividad resulta significativamente inferior a la del costo salario normal. Si, utilizando las elasticidades de la ecuación (5), se calcula una estimación del costo primo corriente (ver cuadro 4) se observa que durante el bienio 1979-80 la relación precio-costo primo se había incrementado. Mientras que la relación precio-costo normal se redujo en el bienio un 3,3 % respecto 1978, la relación precio-costo corriente aumentó 4,2 % en el mismo lapso. El procedimiento del ejercicio no es totalmente correcto, pues nos estamos manejando con variaciones estadísticamente insignificantes. Pero, aún así, el cálculo enfatiza la inexistencia de evidencias de una influencia independiente de la "apertura" sobre la tasa de inflación que, de existir, debería observarse como una contracción del *mark-up* durante el período.

6. El costo salario y la productividad

El propósito de este punto es discutir y fundamentar la adopción de la hipótesis de costo normal para el costo salario. La discriminación econométrica entre el costo salario corriente y el costo salario normal como variable relevante en la ecuación de precio encuentra obstáculos que se traducen en la dificultad de definir un test concluyente. Para sortear esta dificultad utilizamos varios métodos diferentes y discutimos sus resultados.

El obstáculo proviene de las siguientes características de la evolución de la productividad y del proceso inflacionario. En el período de tasas de inflación menores, la tasa de aumento de la productividad es, *grasso modo*, positiva y más o menos uniforme. En consecuencia, los datos de este período difícilmente permiten discriminar entre productividad corriente y productividad tendencial como variables relevantes en la ecuación de precio. Por otro lado, en los años de alta inflación, si bien las variaciones de corto plazo de la productividad son significativas, la magnitud de las tasas de los salarios —respecto de las cuales la tasa de la productividad es relativamente pequeña— también opone dificultades.

Un primer test consiste en estimar la ecuación (4) con el costo salario corriente: $cw = w - q$, donde q es la tasa de la productividad corriente¹⁸. Se obtiene entonces

$$p = 0.691 cw + 0.308 cm + 0.551 z_{75} + 0.937 z_{76} - 0.027 \quad (6)$$

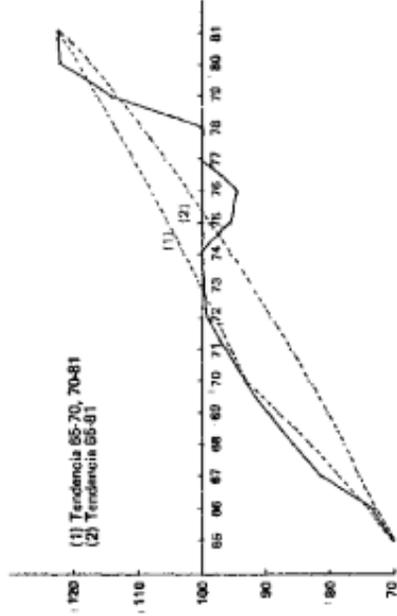
(9.551) (3.570) (4.489) (2.522) (-0.635)

$$R^2 = 0.995 \quad \text{E.E.R.} = 0.0970 \quad \text{D.W.} = 2.426$$

En términos de calidad del ajuste, esta ecuación es tan satisfactoria como la ecuación (5). La principal diferencia, que es un argumento en favor de esta última, reside en que el error estándar de regresión con el costo salario corriente es 22 % mayor que con el costo normal. Este argumento se refuerza cuando se observa la distribución de los residuos. Gran parte

¹⁸ En términos discretos $cw = (w_t + w) / (1 + q) - 1$.

GRAFICO 7
Evolución de la productividad



de la diferencia entre los errores proviene del residuo del año 1979. Mientras la ecuación (5) estima la inflación de este año con un residuo de 7,7 % (p observado = 148,4 %, p estimado = 140,8 %), la ecuación (6) produce un residuo de 20,3 % (p estimado = 128,1 %). Esto avala la hipótesis de costo normal ecuación (5) porque esta subestimación, mayor a dos errores estándar, se produce precisamente en el año 1979, que por su alta tasa de aumento de la productividad (14,3 %) ofrece mejores condiciones para discriminar entre hipótesis.

Adicionalmente, hemos ensayado otros tests, que tienen el siguiente fundamento intuitivo. Si los precios tienden a ajustarse al costo salario corriente, éstos mostrarán sensibilidad a la tasa de la productividad, además de la tasa del salario nominal. Lo contrario si los precios tienden a ajustarse con el costo normal: la tasa del salario nominal debe explicar la varianza del costo salario y la productividad relevante debe resultar más o menos constante.

El primer método ensayado con este fundamento consiste en introducir separadamente en la ecuación la tasa del salario nominal y la tasa de la productividad corriente:

$$p = a_w w + a^1_w q^1 + a_{cm} cm + a_{z5} z_{75} + a_{z6} z_{76} + a_k$$

Si la variable relevante en la ecuación de precio fuera el costo salario corriente debería obtenerse un coeficiente de la tasa de productividad significativo, negativo y semejante al de la tasa del salario. La regresión resulta

$$p = 0.631 w - 0.274 q^1 + 0.349 cm + 0.684 z_{75} + 0.901 z_{76} - 0.048$$

(10.358) (-0.440) (4.545) (5.890) (2.764) (-1.018) (7)

$$R^2 = 0.997 \quad E.E.R. = 0.0841 \quad D.W. = 2.239$$

Aunque el signo de la tasa de productividad es el correcto, el coeficiente no es estadísticamente diferente de cero. Ade-

más, el error estándar de la ecuación es mayor que el de la ecuación (5).

El segundo método consiste en suponer que la tasa de productividad relevante es una constante $\bar{q}t$:

$$p = a_w (w - \bar{q}t) + a_m + a_{z5} z_{z5} + a_{z6} z_{z6} - \\ = a_w w + a_m cm + a_{z5} z_{z5} + a_{z6} z_{z6} - a_w \bar{q}t$$

La regresión obtenida es:

$$p = 0.619 w + 0.362 cm + 0.704 z_{z5} + 0.867 z_{z6} - 0.060 \quad (8) \\ (11.648) \quad (5.339) \quad (6.833) \quad (2.844) \quad (-1.648) \\ R^2 = 0.996 \quad E.E.R. = 0.0809 \quad D.W. = 2.222$$

La constante es significativa al nivel de 80 % y el error estándar es menor que el de la ecuación (7) y ligeramente superior al de la ecuación (5).

Como ya señalamos, los resultados no son muy fuertes, pero tienden en conjunto a rechazar el costo salario corriente como variable relevante en la ecuación de precio y a avalar la hipótesis de costo salario normal. Cabe agregar a este comentario una consideración más intuitiva. Desde la perspectiva del análisis de la dinámica inflacionaria la diferencia principal entre ambas hipótesis reside en la sensibilidad que muestra la tasa de los precios a la tasa de la productividad corriente. De existir esta sensibilidad, aumentos de productividad se traducirían en desaceleración de la inflación, *ceteris paribus* la tasa de los salarios nominales. Los tests realizados tienden a rechazar esta hipótesis y a enfatizar la sensibilidad de los precios a la tasa del salario nominal, con independencia de las variaciones de corto de la productividad.

1. Propósito

En este capítulo focalizamos el análisis en la dinámica de 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*, 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* 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 tienden a fundarse en la tasa actual del costo salario y el costo importado.

Mostraremos que el modelo de plazo corto de formación de precios hipotetizado en este capítulo es congruente con los resultados empíricos obtenidos en el capítulo precedente con series de medias anuales. La idea intuitiva es que la inercia inflacionaria implicada en las expectativas adaptativas de las decisiones de precio tiende a diluirse cuando el período respecto del cual se observan las variaciones de precio es más extenso. Para períodos extensos, durante los cuales los precios

han sido modificados numerosas veces se observará entonces una correlación entre la tasa del precio y las tasas de los costos primos del mismo período.

Como en el capítulo precedente, discutimos la hipótesis de costo normal concluyendo, como en el análisis con datos anuales, la irrelevancia de las variaciones de corto de la productividad.

Los resultados de las estimaciones son utilizados para explicar los efectos de las políticas ensayadas en el período, destacando particularmente los efectos observables de las "pautas cambiantes".

Por último, utilizamos el modelo estimado para proyectar la tasa de los precios industriales fuera del período de estimación.

2. El modelo

La forma general del modelo que utilizamos para explicar la dinámica de corto plazo de los precios industriales es:

$$p_t = a_m \text{Ecm}_t + a_w \text{Ecw}_t + a_k \quad (9)$$

donde Ecm y Ecw representan las expectativas de las tasas del costo de importaciones y del costo salario, respectivamente.

El modelo puede ser racionalizado como lo hicimos en el capítulo precedente, 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.

En consecuencia, sin necesidad de repetir el desarrollo del capítulo precedente, a_k , a_m y a_w representan, respectivamente, la tasa de $1+k$; la proporción de costo de importaciones y la proporción de costo salario en el costo variable total.

Como antes, 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) $a_w > 0$, $a_m > 0$, $a_w + a_m = 1$, $a_k > 0$, en el caso de variaciones en el *mark-up*.

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:

$$E c w_t = (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j c w_{t-j} \quad (10)$$

$$E c m_t = (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j c m_{t-j} \quad (11)$$

Las ecuaciones (9), (10) y (11) definen un modelo de rezagos distributivos que no puede estimarse directamente. Pero haciendo la transformación de Koyck se obtiene una forma autorregresiva que utilizamos en parte de las estimaciones. Por (10) es:

$$\begin{aligned} E c w_t - \lambda E c w_{t-1} &= (1 - \lambda) [c w_t + \sum_0^{\infty} \lambda^j c w_{t-j} - \sum_0^{\infty} \lambda^{j+1} c w_{t-(j+1)}] = \\ &= (1 - \lambda) c w_t \quad (12) \end{aligned}$$

De la misma forma, por (11) es:

$$E c m_t - \lambda E c m_{t-1} = (1 - \lambda) c m_t \quad (13)$$

Entonces, por (12) y (13) se obtiene

$$p_t - \lambda p_{t-1} = a_w (1 - \lambda) c w_t + a_m (1 - \lambda) c m_t + a_k (1 - \lambda)$$

y

$$p_t = \lambda p_{t-1} + a_w (1 - \lambda) c w_t + a_m (1 - \lambda) c m_t + a_k (1 - \lambda) \quad (14)$$

que es la forma autorregresiva del modelo definido por las ecuaciones (9) a (11). La estimación de este modelo permite obtener directamente λ ; y los coeficientes a_m , a_w y a_k como

cociente de coeficientes de regresión. Los problemas económicos 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 (14) y los resultados obtenidos con el modelo (1) cuando se trabaja con series de medias anuales. Una simple transformación de la ecuación (14) permite presentar claramente los argumentos intuitivos. Supongamos $a_k = 0$ y definimos $c_t = a_w c_w t + a_m c_m t$. Restando p_{t-1} a ambos miembros de (14) se obtiene entonces:

$$p_t - p_{t-1} = (1 - \lambda)(c_t - p_{t-1}) \quad (15)$$

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 deceleración 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 , (14) 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

$$P_h/P_{h-1} = \alpha P_0/P_{-1}, \text{ en consecuencia}$$

$$P_h/P_0 = \alpha P_{h-1}/P_{-1} \text{ y tambi\u00e9n}$$

$$\log (P_h/P_0) = \log \alpha + \log (P_{h-1}/P_{-1}).$$

α es una medida de la variabilidad entre puntas del per\u00edodo extenso, de la tasa de inflaci\u00f3n del per\u00edodo corto. Reemplazando en la precedente ecuaci\u00f3n logar\u00edtmica obtenemos

$$\log (P_h/P_0) = \lambda \log (P_h/P_0) - \lambda \log \alpha + (1 - \lambda) \log (C_h/C_0)$$

entonces:

$$\log (P_h/P_0) = \log (C_h/C_0) - \lambda \log \alpha / (1 - \lambda)$$

La ecuaci\u00f3n expresa la relaci\u00f3n entre la tasa de aumento del costo y la tasa de aumento del precio en el per\u00edodo largo, como logaritmos de las respectivas proporciones de aumento en el per\u00edodo. Es inmediato observar que \u00e9sta diferencia no depende de la extensi\u00f3n del per\u00edodo largo (h). Por lo tanto, dada la tasa de inflaci\u00f3n, la diferencia ser\u00e1 menos significativa en t\u00e9rminos relativos cuanto mayor sea h , y mayor en consecuencia la proporci\u00f3n 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 inflaci\u00f3n (α). Dada la inercia, cuanto m\u00e1s estable sea la tasa del costo, m\u00e1s se ajusta la proporci\u00f3n de aumento de precio a la proporci\u00f3n de aumento del costo en el per\u00edodo 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 (14) 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 del 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 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.

$$p_t = \lambda p_{t-1} + a_w^* cw_t + a_m^* cm_t + a_{75} z_{75} + a_{76} z_{76} + a_{-1} z_{p_{t-1}} + a_k^* \quad (16)$$

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 III del '76.

$$p_t = (\lambda + a_{-1}) p_{t-1} + a_w^* cw_t + a_m^* cm_t + a_{75} z_{75} + a_k^* y$$

$$p_t = (\lambda + a_{-1}) p_{t-1} + a_w^* cw_t + a_m^* cm_t + a_{76} z_{76} + a_k^*$$

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, como hicimos en el caso de las estimaciones anuales, que adoptamos la hipótesis de costo normal para el costo salario:

$$cw = w - \bar{q}\bar{t}$$

donde $\bar{q}\bar{t}$ es la tasa trimestral tendencial de la productividad en el período 1970-1981.

La estimación por M.C.O. de la ecuación (16) es

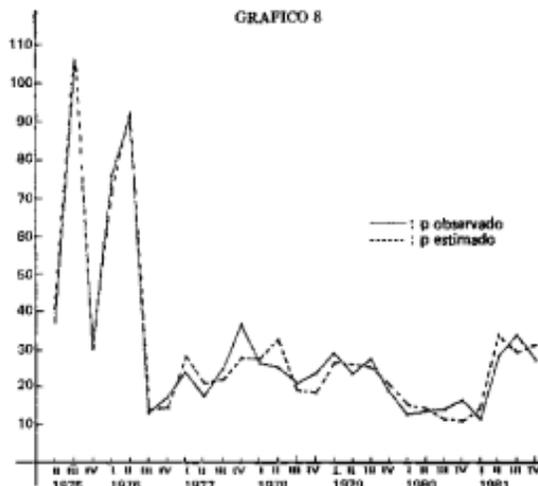
$$\begin{aligned}
 p_t & -0.294 p_{t-1} + 0.488 cw + 0.412 cm - 0.251 zp_{t-1} + \\
 & (2.147) \quad (4.763) \quad (8.421) \quad (-2.256) \\
 & + 0.217 z_{72} + 0.304 z_{76} - 0.045 \quad (17) \\
 & (2.261) \quad (4.783) \quad (-1.397) \\
 R^2 & = 0.974 \quad E.E.R. = 0.0427 \quad D.W. = 2.025
 \end{aligned}$$

El ajuste es satisfactorio. Todos los coeficientes son significativos y la constante no es significativamente distinta de cero. El gráfico 8 muestra las estimaciones de la tasa de inflación de los precios industriales que se obtienen con la ecuación (17). 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_{72} y z_{76} prueban que en los trimestres inmediatamente siguientes al *shock* se registran significativos aumentos del *mark-up*¹¹.

¹¹ En este punto, nos limitamos a indicar el efecto acelerador autónomo del *shock*, sin intentar una estimación de la magnitud del incremento del *mark-up*, como hicimos en el capítulo precedente. Esto por varias razones. En primer lugar, la estimación del incremento del *mark-up* requiere "despejar" del efecto multiplicativo conjunto, el correspondiente incremento del costo primo en el período. Este cálculo es sensible a las elasticidades costo salario y costo importado utilizadas. Por corresponder a períodos distintos, con diferentes costos relativos, las elasticidades del modelo de plazo corto del presente capítulo son diferentes a las elasticidades del modelo con datos anuales. En segundo lugar, si bien es claro que el *shock* de junio de 1975 implicó un incremento del *mark-up*, hay evidencias de que este incremento no explica la totalidad del aumento del *mark-up* medio de 1975 respecto del medio de 1974. Estas evidencias indican que la pérdida de efectividad de los controles de precio fue acom-

GRAFICO 8



En otro trabajo¹² ensayamos una fundamentación micro-económica 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 negativa-

mente de incrementos del *mark-up*, antes del *shock* de 1975. Pero una discusión pormenorizada de estos procesos cae fuera de los objetivos de este trabajo.

¹² Roberto Frenkel (1979).

mente 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 deceleraciones experimentadas por el proceso inflacionario.

En este sentido, los resultados proveen sustento empírico a la noción de normalidad de la expectativa inflacionaria: un rango más o menos amplio de tasas esperadas e incertidumbre asociada 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 *mark-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 en la estructura de las expectativas en los trimestres siguientes y subsiguientes a los *shocks* son congruentes con esa interpretación. El coeficiente de π_{t-1} en la estimación (17) 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 esti-

mación 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 (17) 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:

$$a_w = a_w^* / (1 - \lambda) = 0.691$$

$$a_m = a_m^* / (1 - \lambda) = 0.584$$

que suman 1.275, significativamente mayor a 1. Además, la constante de la ecuación, si bien no es significativamente distinta de cero al 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 (16). 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*) y $a_w (1 - \lambda)$ (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 ¹³. En consecuencia las elasticidades resultan sobreestimadas.

Una forma de atacar el problema es obtener los estimadores sobre un período que excluye los trimestre siguiente y subsi-

¹³ El cambio de los coeficientes a_w^* y a_m^* podría atacarse introduciendo otras dos *dummies* de estos coeficientes de regresión. Pero este método no puede utilizarse porque las tres *dummies* (de λ , a_w^* y a_m^*) son altamente colineales.

guiente a los *shocks*. Estimamos entonces la ecuación (14) sobre el período comprendido entre el trimestre IV del '76 y el trimestre IV del '81.

La estimación por M.C.O. es:

$$p = 0.343 p_{t-1} + 0.338 cm + 0.320 cw + 0.0006 \quad (18)$$

(2.529) (4.822) (2.431) (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 valores de t . El ajuste es satisfactorio. El gráfico 9 muestra las estimaciones que resultan de la ecuación. La constante no es significativamente distinta de cero. 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.

Las elasticidades estimadas son diferentes de las obtenidas para el período 1966-81 con los datos anuales (costo salario = 0.627 y costo de importaciones = 0.355). La menor elasticidad salario de la estimación (18) —y la consiguientemente mayor elasticidad tipo de cambio— es congruente con los diferentes costos relativos vigentes en los períodos de estimación. Efectivamente, respecto a una base 100 en 1973, la relación media costo importado/costo salario es 109,9 para el período completo 1966-81 y 137,2 para el período 1976-81.

6. Estimación (III)

La estimación por el método de mínimos cuadrados ordinario de la forma autoregresiva (14) tiene conocidos problemas econométricos. Si los errores del modelo (9) son serialmente independientes, los errores del modelo (14) tendrán correlación serial. Ha sido observado que, en consecuencia, la esti-

GRÁFICO 9



mación por M.C.O. de la forma autoregresiva tiende habitualmente a resultar en altos valores de λ , exagerando la inercia o sugiriendo largos lags¹⁶.

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 conveniente 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 Klejn¹⁷.

El método empleado es el siguiente. El modelo de las ecuaciones (9) e (11) puede escribirse:

$$p_t = a_w (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j c w_{t-j} + a_m (1 - \lambda) \sum_0^{\infty} \lambda^j c m_{t-j} + a_k \quad (19)$$

Las sumatorias pueden descomponerse:

$$p_t = a_w (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c w_{t-j} + a_w (1 - \lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^j c w_{t-j} + a_m (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c m_{t-j} + a_m (1 - \lambda) \sum_{j=t}^{\infty} \lambda^j c m_{t-j} + a_k \quad (20)$$

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

$$z c w_t = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c w_{t-j} \text{ y}$$

$$z c m_t = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{t-1} \lambda^j c m_{t-j}$$

y, sacando λ^l como factor común de las "colas", de (20) resulta:

¹⁶ G.S. Maddala (1979), cap. 16.

¹⁷ G.S. Maddala, pág. 361. El desarrollo fue realizado por el autor conjuntamente con Luis Acosta. El programa de computación fue realizado por Luis Acosta.

$$p_t = a_w zcw_t + a_m zcm_t + \lambda^t [a_w (1 - \lambda) \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-t} cw_{t-j} + a_m (1 - \lambda) \sum_{j=1}^{\infty} \lambda^{j-t} cm_{t-j}] + a_k \quad (21)$$

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

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

que, por (19), es igual a $p_0 - a_k$ ¹⁶. Entonces, definiendo $\beta = p_0 - a_k$, (21) es:

$$p_t = a_w zcw_t + a_m zcm_t + \beta \lambda^t + a_k \quad (22)$$

donde, dado un valor de λ , pueden ser computados zcw_t y zcm_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 (22).

Los resultados obtenidos son los siguientes:

$$\begin{aligned} \lambda &= 0.3665 \\ a_m &= 0.538 \\ &(6.336) \\ a_w &= 0.546 \\ &(3.444) \\ a_k &= -0.016 \\ &(-0.334) \end{aligned}$$

con un error estándar de regresión de 0.0396, algo inferior al E.E.R. = 0.0416 de la estimación (18). El estimador de λ es ligeramente superior al que resulta de (18). 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 (18).

¹⁶ Esto es porque estamos obviando en la formulación del modelo el término aleatorio. La expresión es la esperanza de $p_0 - a_k$.

Este conjunto de resultados constituye, por un lado, un test adicional de nuestras hipótesis. Por otro, reafirma los estimadores de la forma autoregresiva (18) y da mayor fundamento a su capacidad explicativa.

7. El costo salario y la productividad

En forma análoga al capítulo precedente, nos proponemos en este punto discutir en el contexto del modelo de plazo corto la hipótesis de costo normal adoptada para el costo salario. Los resultados son congruentes con las conclusiones precedentes, mostrando que la tasa de los precios no muestra sensibilidad a las variaciones de corto plazo de la productividad, ajustándose, en cambio, a la tasa del salario nominal.

Para simplificar el análisis excluimos en las estimaciones el período que incluye los *shocks* de 1975 y 1976, trabajando sobre las series que van del trimestre IV del '76 al trimestre IV del '81. El primer método ensayado consiste en estimar la ecuación (14) considerando la tasa del costo salario corriente en lugar del costo salario normal. Entonces:

$$cw = w - q_1$$

donde q_1 es la tasa de la productividad corriente¹⁷. Se obtiene de esta manera:

$$p_t = 0.372 p_{t-1} + 0.292 cw + 0.264 cm + 0.019 \quad (23)$$

(2.840) (2.514) (3.781) (0.529)

$$R^2 = 0.720 \quad \text{E.E.R.} = 0.0412 \quad \text{D.W.} = 2.031.$$

El ajuste es similar al de la ecuación (18), que considera el costo salario normal. Pero, mientras que en aquel caso la suma de las elasticidades es 1.001, en la ecuación (23) la suma es 0.928. Esta reducción de la suma de los coeficientes proviene de la disminución de las tasas del costo salario implicadas por

¹⁷ En términos discretos $cw = (1 + w) / (1 + q) - 1$.

los aumentos de la productividad corriente (cf. gráfico 10). El costo normal proporciona una mejor explicación que el costo corriente.

Un segundo test se basa también en estimar el modelo con el costo salario corriente, pero descomponiendo este último en la tasa del salario nominal y la tasa de la productividad, a fin de estimar la significación independiente de esta última:

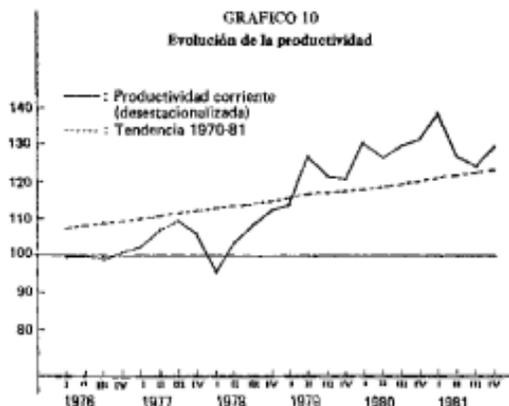
$$\begin{aligned} p_t &= \lambda p_{t-1} + a'_w (w - q) + a'_{cm} cm + a'_k k \\ &= \lambda p_{t-1} + a'_w w + a'_{cm} cm - a'_w q + a'_k k \end{aligned}$$

La estimación que así se obtiene es:

$$p_t = 0.345 p_{t-1} + 0.351 w + 0.296 cm - 0.232 q + 0.002 \quad (24)$$

(2.566) (2.640) (3.762) (-1.136) (0.046)

$$R^2 = 0.736 \quad E.E.R. = 0.041 \quad D.W. = 2.000$$



El signo de q_1 es el previsto, pero el coeficiente no resulta significativamente distinto de cero. Cabe notar que la suma de los coeficientes con la tasa del salario nominal en lugar del costo salario normal, es 0.992.

Por último, estimamos el modelo descomponiendo el costo salario normal en la tasa del salario nominal y la tasa -constante- de la productividad normal:

$$p_t = \lambda p_{t-1} + a'_w (w - \bar{q}) + a'_m cm + a'_k = \\ = \lambda p_{t-1} + a'_w w + a'_m cm + (a'_k - a'_w \bar{q})$$

La estimación resultante es:

$$p_t = 0.343 p_{t-1} + 0.318 w + 0.338 - 0.001 \quad (25) \\ (2.521) \quad (2.431) \quad (4.822) \quad (-0.034)$$

$$R^2 = 0.715 \quad E.E.R. = 0.0416 \quad D.W. = 1.981$$

La estimación con la tasa del salario nominal es prácticamente idéntica a la (18). Como la tasa trimestral tendencial de la productividad es pequeña, la tasa del salario nominal resulta económicamente indistinguible de la tasa del costo salario normal.

Por esta razón, la constante, que debería indicar la tendencia de largo de la productividad, no es perceptible y no aparece significativa en la ecuación. Sin embargo, no ocurre así en la regresión equivalente realizada con series anuales, donde la tendencia de largo de la productividad resulta perceptible.

8. Las políticas del período 1975-81

Volvemos aquí a la discusión del proceso inflacionario y las políticas del período, 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 nos detendremos nuevamente en ese punto. Nos

interesa, en cambio, señalar algunas cuestiones que plantea la dinámica inflacionaria.

Una primera cuestión es la reacceleración inflacionaria 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 desinflacionarios 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 reacceleración 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 tiende 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 efectivos y estimadas del siguiente cuadro:

Períodos	p observada	p estimada	
		con ecuación (17)	con ecuación (18)
		%	%
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 (18).

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 reacceleración 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 de plazo corto reafirman las conclusiones adelantadas en el capítulo precedente: la deceleración de la tasa de los precios de los bienes industriales en el período es bien explicada por la misma ecuación "estructural" —en su versión inercial de plazo corto, en este caso— que explica en general la dinámica inflacionaria. No existen evidencias de que la "apertura" de la economía ocasionada por las políticas cambiarias 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 5 muestra los residuos de la ecuación (18) destacando el período de "pautas cambiarias". La información que nos interesa aquí se resume a continuación:

Residuos ecuación (18)		
(p observada - p estimada)		
	Período completo	179 - 181
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 "pautas 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 hipótesis 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 cuestión. Más aún, el índice de precios industriales no incluye algunos bienes —por ejemplo, automóviles— cuyos mercados domésticos registraron una importante proporción de oferta importada durante las "pautas". Pero estos no son los puntos. La conclusión relevante que puede derivarse de los resultados es la debilidad de los efectos sustitución sobre los índices generales de precios de la economía¹⁸.

En el rol desinflacionario de estos efectos se apoya la fundamentación más general —la que reconoce la existencia

¹⁸ 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.

CUADRO 5
Residuos ecuación (18)

Períodos	p observada	p estimada	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	.145693	-.218889	-.0831858	-24.2027
31	1977.03	.25	-.214256	-.0357445	14.6831
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	3.91721E-03	1.85645
36	1978.04	-.243107	-.198528	-.0445783	23.4544
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	-1.73472E-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	-.348247	-.296165	.0521824	17.6194
48	1981.04	-.280186	-.309925	-.0297493	-9.59855

de bienes no comerciables— que se ha propuesto para la “apertura” comercial como política de estabilización¹⁹.

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 sí en el “largo plazo” los efectos susti-

¹⁹ Cf. por ejemplo, Carlos Rodríguez (1979).

tución 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 5 muestra que la ecuación (18) 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 %.

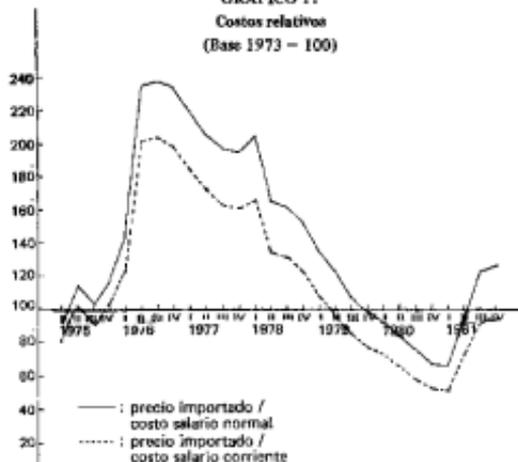
El cambio de política significó el pasaje de una tasa de inflación prácticamente uniforme de 13 % trimestral durante 1980 y el primer trimestre de 1981, a una tasa del orden de 30 % trimestral durante el resto de ese año. El motor de este proceso, como ya indicamos, fue la sucesión de devaluaciones con 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 %. En el gráfico 11 puede observarse el consecuente cambio en la tendencia de los precios relativos.

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.

		ew	em	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

GRÁFICO 11
Costos relativos
(Base 1973 = 100)



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 (18)— 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.

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.

ción. 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 ensayarse otros argumentos, que involucren las condiciones de la demanda y del costo y estado financiero de las empresas, que exponemos en el punto siguiente.

9. Proyección fuera del período de estimación

En este punto utilizamos el modelo de la ecuación (18) para proyectar las tasas de inflación del año 1982. La proyección permite, por un lado, corroborar la capacidad explicativa 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 explícitas. La medida implicó una devaluación inicial del tipo de cambio de importaciones del orden de 30 %. A partir de este nuevo nivel se esperaba decelerar 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 este 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 los siguientes. 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:

$$p_{III} + p_{IV} = \lambda (p_{II} + p_{III}) + a'_m (cm_{III} + cm_{IV}) + a'_w (cw_{III} + cw_{IV}) \quad (25)$$

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 (25) es:

$$P_{IV, II} = \lambda P_{III, I} + a'_{II} cm_{IV, II} + a'_{IV} cw_{IV, II} \quad (26)$$

con la que proyectamos el segundo semestre de 1982 utilizando los coeficientes de la ecuación (18). En el caso del primer y segundo trimestre utilizamos la ecuación (18) 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 por cientos):

Trimestre	P_{t-1}	Primer semestre 1982			
		cm	cw	p est.	p obsct.
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					
	$P_{III, I}$	$cm_{IV, II}$	$cw_{IV, II}$	$P_{IV, II}^{est.}$	$P_{IV, II}^{obsct.}$
	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 ajustes. 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 referencia²⁰, 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. Es e costo depende de expectativas de demanda y de la tasa de

²⁰ Roberto Frenkel (1979).

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 semestre precedente	0,8	- 3,1	- 6,5	- 1,6
Tendencia del producto industrial en el trimestre precedente	1,8	2,2	- 4,5	- 8,3
Tasa de interés real mensual en el semestre precedente	- 6,8	- 9,8	2,2	0,2
Tasa de interés real mensual en el trimestre precedente	- 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.

BIBLIOGRAFIA

- CANTROT, 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.
- CANTROT, Adolfo: "Teoría y práctica del liberalismo. Apertura económica y política antinflacionaria. 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*, Nº 4, pts. 2, B.C.R.A., Buenos Aires, Diciembre 1977.
- FRENKEL, Roberto: *Decisiones de precios en alta inflación*. Estudios CEDES, Volumen 2, número 3, Buenos Aires, 1979.
- FRENKEL, Roberto: *Las recientes políticas de estabilización en Argentina: de la vieja a la nueva ortodoxia*. Instituto de Relaciones Internacionales, PUC, Río de Janeiro, 1980 (a).
- FRENKEL, Roberto: "El desarrollo reciente del mercado de capitales en la Argentina". *Desarrollo Económico*, número 78, Buenos Aires, 1980 (b).
- MADDALA, G.S.: *Econometrics*, McGraw-Hill, New York, 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 Nº 5).
- TAYLOR, Lance: *Macromodels for developing countries*. McGraw-Hill, New York, 1979.
- TAYLOR, Lance: *Structuralist Macroeconomics: Applicable Models for the Third World*. Pontificia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Economía, Río de Janeiro, 1982.

ANEXO
DE ESTADÍSTICAS BÁSICAS

CUADRO A-1
Series básicas anuales

	(Índice base 1973 = 100)			
	Precios Industriales*	Ejercicio Impositivo	Salario horario	Producti- vidad
1965	15,8	11,41	11,15	70,1
1966	19,7	14,33	15,33	73,6
1967	24,0	21,95	20,14	81,3
1968	26,0	23,67	21,77	85,8
1969	27,5	25,85	24,63	89,7
1970	29,5	29,66	28,20	93,2
1971	38,8	35,52	38,88	96,3
1972	65,8	66,5	57,94	99,3
1973	100,0	100,0	100,0	100,0
1974	129,8	135,9	143,23	100,3
1975	445,2	395,4	396,28	95,5
1976	2.474,1	2.729,2	1.428,12	94,4
1977	5.719,8	6.326,1	3.696,28	100,3
1978	14.562,6	13.918,4	10.250,12	99,7
1979	36.180,1	26.102,3	29.337,34	114,0
1980	66.140,7	40.564,3	66.382,42	122,1
1981	140.100,7	106.308,0	131.040,3	122,2

* Precios mayoristas no agropecuarios netos de alimentos y bebidas.

CUADRO A-2
Series básicas trimestrales

(Índice base 1973 = 100)

	Precios Industriales	Precio Inductivo	Salario Inactivo	Producti- vidad
1975				
I	200,5	157,9	195,2	99,9
II	275,2	248,8	248,4	98,9
III	564,7	463,1	510,5	96,9
IV	740,6	666,6	649,9	95,5
1976				
I	1.305,8	1.281,3	1.044,9	94,5
II	2.484,2	2.738,9	1.357,0	94,1
III	2.624,4	3.200,5	1.574,7	94,7
IV	3.281,9	3.704,0	1.859,2	94,5
1977				
I	4.075,8	4.698,3	2.541,5	95,0
II	4.748,8	5.488,9	3.185,0	96,6
III	5.936,0	6.651,9	4.057,6	98,9*
IV	8.114,8	8.512,0	5.288,8	100,1
1978				
I	10.284,3	10.840,1	6.494,6	98,5
II	12.886,5	12.748,4	9.468,5	98,0
III	15.656,1	14.957,4	11.460,9	97,7
IV	19.462,7	17.229,9	14.154,5	99,2
1979				
I	25.192,9	20.549,4	18.580,1	102,5
II	31.387,4	24.195,0	24.795,2	108,6
III	39.959,7	28.097,4	35.060,0	111,7
IV	47.891,6	32.024,6	41.172,0	113,6
1980				
I	53.914,3	35.785,3	49.351,0	117,5
II	61.093,1	39.290,8	60.352,9	117,5
III	69.280,9	42.412,5	72.603,1	119,5
IV	80.141,4	45.029,1	86.808,5	122,1
1981				
I	89.999,8	51.788,0	102.154,0	124,2
II	115.451,0	56.345,4	119.496,0	124,2
III	155.668,0	125.314,0	137.475,0	123,0
IV	199.284,0	164.332,0	174.834,0	122,5

CUADRO A-3
Tasas trimestrales
(%)

		Preços industriais	Preço impostado	Salário horário	Produti- vidade
1975	I	28,0	16,5	20,0	-0,4
	II	37,3	57,6	27,3	-1,0
	III	105,2	86,1	105,5	-2,0
	IV	31,2	43,9	27,3	-1,5
1976	I	76,3	93,2	60,8	-1,1
	II	90,2	113,8	30,0	-0,4
	III	13,7	16,9	16,0	0,6
	IV	16,2	15,7	18,1	-0,2
1977	I	24,1	26,8	36,7	0,5
	II	16,6	16,8	35,3	1,7
	III	25,0	21,2	27,4	2,3
	IV	36,7	26,9	30,3	1,2
1978	I	26,7	27,4	22,8	-1,6
	II	25,3	17,6	45,8	-0,5
	III	21,5	17,3	21,0	-0,3
	IV	24,3	15,2	23,5	1,5
1979	I	29,5	19,3	34,1	4,3
	II	24,6	17,7	30,6	4,9
	III	27,3	16,1	33,3	2,9
	IV	19,9	14,0	24,5	1,7
1980	I	12,6	11,7	19,9	3,4
	II	13,3	9,8	22,3	0
	III	13,4	8,0	20,3	1,7
	IV	15,6	6,2	19,6	2,2
1981	I	12,3	15,0	17,7	1,7
	II	28,3	66,7	17,0	0
	III	34,8	45,1	15,0	-1,0
	IV	28,0	31,1	27,2	-0,4