

LA DINÁMICA DE LOS PRECIOS RELATIVOS EN UN AMBIENTE INFLACIONARIO*

José Luis Alberro**

I. Introducción

Este trabajo presenta una anatomía de la inflación en México durante los últimos 18 años y trata de documentar las distorsiones en los precios relativos¹ que han acompañado su aumento reciente, sugiriendo que éstas se han convertido en un obstáculo para cualquier programa de estabilización. Propone, además, una explicación de la "inercia inflacionaria" diferente y complementaria de aquélla que se fundamenta en la existencia de contratos desfasados.²

Las condiciones bajo las cuales un aumento de la tasa de inflación no provoca cambios en los precios relativos son tan poco usuales, que las obras sobre el tema no registran ningún caso.³ Por otra parte, una vez modifica-

* Junio de 1985; revisado en mayo de 1987. El Colegio de México.

** Quiero agradecer la ayuda de Pedro Miguel Quibrera, Javier Bourges y Manuel Arceo, quienes llevaron a cabo los cálculos que aquí se reportan, a José Córdoba por las conversaciones durante las cuales estas ideas crecieron y a Herminio Blanco, a Dolores Nieto y a los participantes en el seminario ITAM-Colmex por sus comentarios a una versión anterior; soy el único responsable de los errores que quedan y que todos ellos trataron, tan arduamente, de corregir.

¹ El precio relativo de un producto i en un mes t se define como:

$$\pi_{i,t} = \frac{P_{i,t}}{P_t} \quad i = 1, \dots, 302$$

$$P_t = \sum_i \beta_i P_{i,t} \quad \sum \beta_i = 1$$

donde P_{it} es el índice de precios del bien i en el momento t , β_i su ponderador y, por lo tanto P_t es el índice nacional de precios al consumidor (INPC) en el momento t .

² Véase Tornell (1983) para un ejemplo de la importancia de los contratos desfasados en México.

³ Por ejemplo, en el caso en el que la demanda agregada es la variable exógena, la horizontalidad de las funciones de oferta sería suficiente para que los precios relativos fueran constantes al fluctuar el ingreso nominal; véase Patinkin (1965: capítulo

da la distribución de los precios relativos, el regreso a un equilibrio con menor inflación requerirá, en general, de cambios en sentido inverso a los ocurridos, lo que significa que deberán reducirse los precios relativos que aumentaron e incrementarse los que disminuyeron.⁴ En este contexto, la “inercia inflacionaria” resulta de la dificultad de conocer tanto los precios relativos de equilibrio, como las trayectorias de los precios nominales que converjan a ellos e impliquen una inflación cada vez menor, pero a lo largo de las cuales las ganancias promedio no disminuyan.

El tránsito a una inflación menor sería instantáneo si los productores cuyos precios relativos están “adelantados” estuvieran dispuestos a disminuir los precios nominales de sus bienes, a pesar de que los productores cuyos precios relativos están atrasados, aumentarían los suyos. En la práctica, los precios nominales no son siempre flexibles a la baja, la consistencia global del paquete macroeconómico es incierta y las sendas de ajuste desconocidas, todo lo cual deriva en “inercia inflacionaria”.

En la segunda parte de este artículo se discute el impacto de la tasa de inflación sobre la estructura de precios relativos; en la tercera se presenta el trabajo empírico; en la cuarta se considera el impacto de la fijación de los precios y tarifas que controla el gobierno sobre la inflación, y en la última se ofrecen algunas conclusiones.

II. Memoria e inercia de un proceso inflacionario

El aumento generalizado de los precios de las mercancías se resume con el comportamiento de la tasa de inflación, definida como su incremento promedio. Sin embargo, este proceso intrínsecamente desigual crea disparidades en el comportamiento de los precios sectoriales y provoca transferencias no esperadas entre productores.

Tradicionalmente, la dinámica de los procesos inflacionarios se analiza en modelos de un solo sector que tienden a minimizar sus costos reales. En ellos, *el* bien producido sirve indistintamente como capital productivo, insumo intermedio y bien de consumo.⁵ Así, los desequilibrios intersectoriales que pudieran provocar una acumulación indeseada de inventarios y, por tanto, una pérdida de ingreso real para la economía como un todo, son excluidos de la estructura del modelo. Por ejemplo, Sargent (1981 y 1983) ha

III). Lo mismo sucedería si las demandas por los diferentes bienes cambiaran de manera equiproporcional y sus ofertas fueran totalmente inelásticas. Aspe y Blanco (1984) presentan evidencia de que, en México, los cambios inesperados en la tasa de inflación causan distorsiones en la estructura de los precios relativos.

⁴ No hay prueba de que los equilibrios de las economías que conocemos sean únicos (o estables), pero supondremos que éste es el caso para simplificar la discusión.

⁵ Se supone, implícitamente, que un exceso de oferta de carbón permite saciar tanto un exceso de demanda de montacargas, como uno de televisores.

argumentado que paquetes consistentes y creíbles de políticas anti-inflacionarias provocan caídas rápidas en las tasas de inflación con bajo costo real. En su modelo, el producto depende de las predicciones de una sola variable exógena; una vez que el gobierno fija su valor de manera sostenida y verosímil en un nivel congruente con una inflación menor, se vuelve óptimo para los agentes económicos disminuir la tasa de crecimiento de los precios de sus productos sin cambiar su nivel de producción.

Investigaciones recientes de Garber (1982), Bomberger (1983) y Wicker (1985) sobre el final de los procesos hiperinflacionarios en Alemania, Hungría y el imperio de los Habsburgo revelan, al contrario, que el costo real de un proceso deflacionario puede ser considerable. Garber atribuye el costo real del programa alemán de reajuste al hecho de que el saneamiento de las finanzas públicas requería de la supresión de importantes subsidios que habían mantenido el precio relativo del capital artificialmente bajo durante el periodo inflacionario anterior. Como el movimiento de los factores productivos de un sector a otro y la sustitución de capital por trabajo son lentos y costosos, las pérdidas en términos de producto real y desempleo fueron cuantiosas. Éste no es más que un caso específico de un fenómeno general. Todo proceso inflacionario persistente refleja la presencia de problemas estructurales: un desequilibrio presupuestal del gobierno que necesita del impuesto inflacionario para cubrirlo; un comportamiento de los agregados monetarios que encubre una pugna distributiva, o una balanza de pagos deficitaria que refleja una asignación defectuosa de recursos. Una disminución duradera de la inflación requiere atención a estas causas profundas, pero los costos reales que eso implica son, a menudo, asignados al programa de estabilización *per se*, sin reparar en el hecho que son realmente costos atribuibles a la solución de los problemas estructurales.

Aun en el caso de políticas creíbles y dinámicamente consistentes a nivel macroeconómico, la existencia de contratos desfasados que le confieren inercia al sistema de formación de precios han implicado que toda estrategia de deflación tenga costos reales. Tanto Taylor (1980) como Blanchard (1983) han sugerido que la inflación reacciona lentamente a las presiones deflacionarias porque su valor predicho está incorporado en contratos que difícilmente pueden ser modificados. Las acciones de los agentes económicos se plasman, a menudo, en arreglos contractuales. Como un contrato es una promesa de pago en fecha futura por parte de uno de los dos contratantes, su valor nominal refleja la inflación que se espera entre el momento de la firma y su vencimiento. Si el entorno macroeconómico cambia, los agentes queirán adecuar su comportamiento a las nuevas condiciones, pero sus reacciones se verán entorpecidas por arreglos anteriores que deben ser respetados, aunque hayan dejado de ser óptimos a la luz de los últimos acontecimientos. Nos referiremos a este obstáculo como la *memoria del sistema*, pues refleja la medida en la que el pasado constriñe al presente.

Este factor pierde importancia en la medida en la que se invaliden los

contratos vigentes.⁶ En el caso de las hiperinflaciones centroeuropeas, esa memoria no puede explicar los costos del proceso de ajuste, pues tanto los precios como los salarios aumentaban varias veces por día.⁷ Hoy en México los precios cambian, en promedio, una vez por mes; la captación bancaria tiene una madurez menor a ocho semanas, y el salario se renegocia varias veces por año. Parece poco probable, por lo tanto, que la pereza con la que cede la inflación ante medidas deflacionarias se deba a la *memoria del sistema*. Son, al contrario, las distorsiones en la distribución de los precios relativos, provocadas por el proceso mismo de inflación, las que interfieren contra cualquier intento de estabilización que no adopte políticas explícitas en su contra.

La existencia de costos de transacción en la fijación de precios hace que el patrón óptimo de ajuste del precio nominal consista en aumentos periódicos, entre los cuales su nivel se mantiene constante; esto implica que el precio real disminuya a una velocidad igual a la tasa de inflación y que, después de alcanzar su valor mínimo, aumente discontinuamente (véanse las figuras 1 y 2). Puede probarse que, si no cambian los precios relativos de equilibrio, tanto los límites de esta trayectoria como la periodicidad de los cambios reales, son función de la tasa de inflación (véase Sheshinski y Weiss [1977 y 1983]): si es constante, también lo serán la media y la varianza de la distribución del precio real de cada producto a través del tiempo; además, también lo será en cada periodo el segundo momento de la distribución de precios relativos a través de productos. En este contexto, los productores aumentarán el precio nominal de su producto cuando quieran aumentar su precio real y lo disminuirán para provocar cambios permanentes o estacionales en su precio relativo. Cuando la tasa de inflación ha sido estable, el calendario de ajuste de los precios nominales implica un vector de precios reales promedio consistente con márgenes de ganancia deseados.⁸ Si el vector de precios relativos tiene que cambiar, los precios que tengan que disminuir aumentarán con menor frecuencia, y en menor proporción que los demás; cuando alcancen su nivel de largo plazo, esos dos parámetros regresarán a sus valores normales.

En general, cuando sube la tasa de inflación, los precios relativos no permanecen constantes: crecen los de los bienes que tienen, relativamente, mayor exceso de demanda y disminuyen los de los productos menos de-

⁶ Claro que, en general, habrá combinaciones de costos y beneficios de la ruptura del contrato bajo las cuales lo óptimo será tomar una acción unilateral, pero esto no cambia la lógica del argumento. Tanto el Plan Austral (argentino) como el Plan Cruzado (brasileño) incluyeron tal cláusula (llamada tabla de desagio en Argentina) para disminuir la memoria del sistema.

⁷ Mussa (1981) ha documentado la existencia de precios fijos aún en esos casos, pero se trata de precios directamente controlados por el gobierno, cuya importancia en el proceso de producción parece menor.

⁸ Los productores de los diferentes bienes actúan como las diferentes secciones de una orquesta: cada músico sigue su ritmo y todos ellos tocan en armonía.

Figura 1

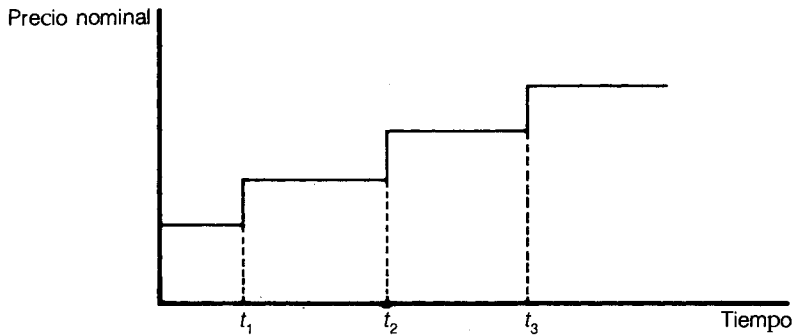
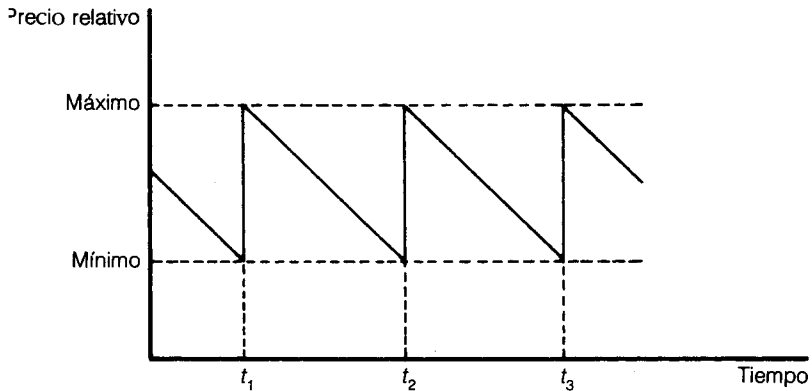


Figura 2



nandados, de suerte que aumenta la varianza de su distribución a través de productos. Una vez modificada la estructura de precios relativos, el regreso al equilibrio requerirá de cambios en sentido inverso: deberán retroceder los precios que estaban relativamente adelantados, y ganar terreno los atrasados. Si un paquete deflacionario se instrumentara antes de que el impacto del primer aumento en la tasa de inflación hubiera sido absorbido, sería difícil especificar las sendas de los precios nominales que redundarían en el vector de precios reales apropiado.

Aunque cada productor conozca su precio real de largo plazo, tendrá dificultad en alcanzarlo, pues sólo controla el precio nominal de su produc-

to y no su valor real. En la fijación de su precio nominal deberá tomar en cuenta tres factores: el grado de adelanto o atraso de su precio relativo; la fase del ciclo en la que se encuentran los precios de sus insumos (pues de ellos depende su margen de ganancia), y la tasa de inflación pronosticada para el periodo durante el cual su precio nominal estará fijo. Si su precio relativo está atrasado y pretende "alcanzar a la inflación" a la vez que ésta disminuye, deberá aumentar su precio nominal más que el promedio y convencer a los otros productores que el reajuste es justificado y que represalias por su parte interferirían con el proceso de convergencia. El proceso de determinación de precios estará plagado de errores porque, además, es difícil pronosticar la trayectoria de la inflación durante el periodo de ajuste y la información de la que dispone cada productor es imperfecta. Por otro lado, debe considerarse la posibilidad de que, en este contexto, los productores cuyos precios relativos estén "adelantados" accedan a disminuir sus precios nominales para facilitar el proceso.

En ausencia de un subastador walrasiano, no hay ningún algoritmo que permita calcular la magnitud de los cambios en los precios nominales que llevarán a la economía al vector de precios reales de equilibrio e impliquen una inflación cada vez menor, pero tales que las ganancias promedio no disminuyan. Cada productor participa en un juego dinámico en el que su precio (nominal) depende no sólo de su atraso (o adelanto) relativo, sino también del comportamiento de los otros productores y de las reacciones de éstos a su propio proceder. En teoría, debería calcular el vector de precios relativo de equilibrio, encontrar la trayectoria de cambios en cada uno de los precios nominales que llevará a la economía a este nuevo equilibrio, esperar que todos los otros productores hayan llevado a cabo el mismo cálculo, que hayan obtenido la misma solución y que cada uno crea y sepa que todos los otros así lo han hecho.⁹

La velocidad con la que este proceso converge hacia el nuevo vector de precios relativos refleja lo que, con propiedad, debiera llamarse *la inercia del sistema de fijación de precios*. Será menor en la medida en la que los intentos por aumentar los precios atrasados y disminuir los adelantados sean exitosos y será cero cuando un subastador walrasiano defina los precios. Será mayor cuando el proceso de fijación de precios sea desordenado, las variables que determinan la demanda agregada sean endógenas a la tasa de inflación (por ejemplo el gasto gubernamental y el otorgamiento del crédito), o cuando los precios no sean flexibles a la baja.

⁹ Obviamente, esto recuerda el problema del "dilema del prisionero". Para una exposición reciente de las dificultades de ese juego dinámico, aún en el caso en que se juegue de manera repetida, véase Axelrod (1984). Véase Leijonhufvud (1987) para una taxonomía tanto del origen de los ciclos económicos como de su mecanismo de transmisión y Frydman y Phelps (1983) para una discusión extensa del problema de hacer predicciones fuera de equilibrio.

III. Memoria e inercia en México: 1969-1986

En esta sección se presentan datos estadísticos para México, que no contradicen las siguientes afirmaciones y que constituyen el sustento empírico de la existencia de inercia inflacionaria, aún cuando la memoria del sistema de fijación de precios sea corta:

- el proceso estocástico que mejor describe el comportamiento de la tasa de inflación ha cambiado varias veces en los últimos 18 años;
- la estructura de precios relativos actual difiere de la que existía antes de 1983;
- el proceso de formación de precios es cada vez más desordenado;
- la dispersión de los precios relativos es un obstáculo a la disminución de la tasa de inflación, y
- el proceso de convergencia de la estructura de precios relativos hacia un vector de equilibrio implica un salto discontinuo en el nivel de precios que podría interferir con cualquier proceso de deflación.

Los datos utilizados son los componentes del índice nacional de precios al consumidor (INPC), que existen desde enero de 1969, y los 578 componentes del índice de precios al productor (IPP), que existen desde enero de 1980. En el caso del INPC, tanto la cobertura de la muestra mensual como los ponderadores de agregación han cambiado dos veces desde 1969, por lo que el número de series considerado varía con el periodo de análisis. El índice publicado a partir de enero de 1980 consta de 302 subíndices y utiliza una misma canasta de bienes construida con los datos de la Encuesta Ingreso-Gasto de 1977, por lo que el trabajo se centra en ese periodo.

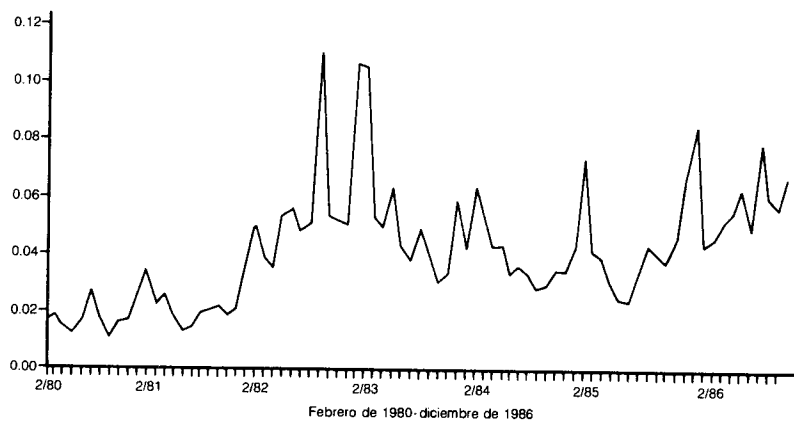
1. Inflación y precios relativos

Una revisión somera del comportamiento de la inflación durante el periodo 1969-1986 sugiere la presencia de cambios importantes, que se han acelerado en la década de los ochenta. Para investigar formalmente si cambiaron las características estructurales del proceso inflacionario durante este periodo, se examinó la hipótesis de que las tasas mensuales de inflación observadas (medidas con el INPC y para diferentes subconjuntos del periodo indicado), han provenido de una misma distribución. Como se explica en el apéndice 1, los datos permiten rechazar esta hipótesis con una probabilidad de error menor a 0.5%, por lo que puede inferirse que la naturaleza del proceso inflacionario ha cambiado fundamentalmente en los últimos años.

La gráfica 1 muestra la tasa de cambio del INPC a partir de 1980: como se puede apreciar, alcanzó valores máximos en diciembre de 1981, enero de agosto de 1982 y enero de 1983, disminuyendo posteriormente hasta 1985 recrudesciéndose en 1986. Sin embargo, estos vaivenes no ocurrieron uniformemente a través de productos. Como lo muestra la gráfica 2, la varianza

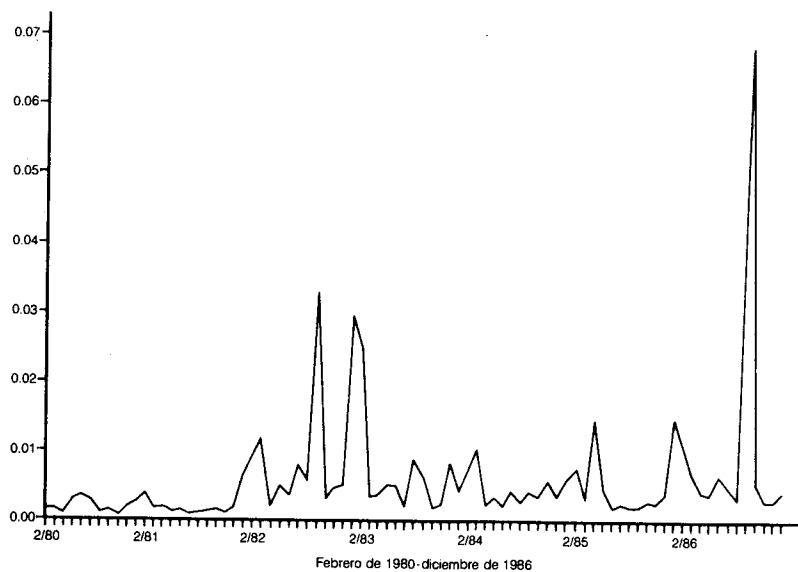
Gráfica 1

Tasa de crecimiento mensual del INPC

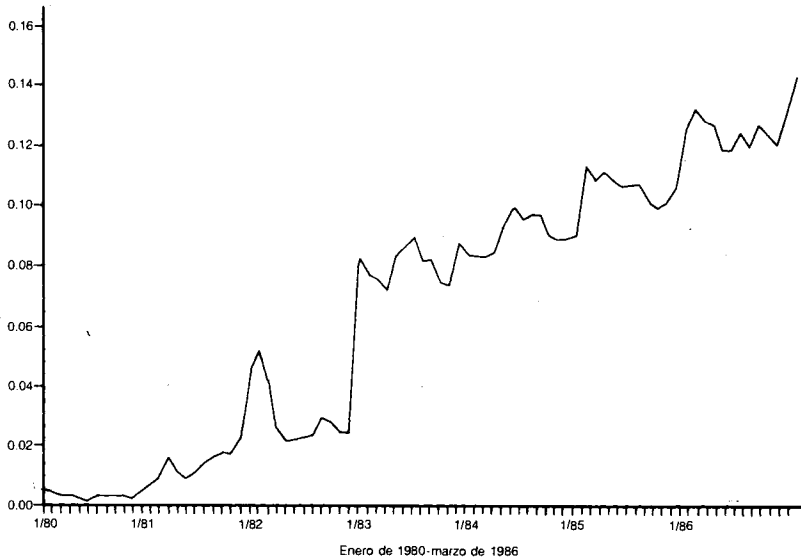


Gráfica 2

Varianza de las tasas de crecimiento mensual de los componentes del INPC



Gráfica 3
Varianza ponderada de los precios relativos



de las tasas mensuales de inflación de los componentes del INPC aumentó durante el periodo, pero saltó en dos ocasiones: cuando hubo devaluaciones considerables (en febrero, agosto y diciembre de 1982), y cuando los precios y tarifas del sector público se ajustaron de manera importante (en marzo y diciembre de 1985, así como en agosto de 1986). Por ello, la estructura de precios relativos es ahora muy distinta a la que existía al principio del periodo. Como se muestra en la gráfica 3¹⁰ la varianza de esa distribución

¹⁰ La gráfica 2 muestra:

$$\sum_j \beta_j \left[\frac{P_{j,t} - P_{j,t-1} \sum \beta_j (P_{j,t} - P_{j,t-1})}{P_{j,t-1}} \right]^2$$

y la gráfica 3:

$$\frac{\sum_j \beta_j P_{j,t}^2}{[\sum_j \beta_j P_{j,t}]^2} - 1$$

donde β_j es el ponderador del bien j en el INPC ($\sum \beta_j = 1$), y $P_{j,t}$ es el precio del bien j en el momento t .

aumentó a finales de 1981 y, de nuevo, a finales de 1982. Empero, la diferencia entre estos dos casos es que la estructura de precios relativos se “recuperó” de la devaluación de febrero de 1982 en los meses subsiguientes, pero no de la de finales de 1982.¹¹ Así, aunque hayan disminuido posteriormente la media y la varianza de las tasas de inflación mensuales de los diferentes componentes del INPC, en diciembre de 1986 la varianza de los precios relativos era 3 y 25 veces mayor que las de enero de 1982 y 1980, respectivamente. Este aumento sostenido en la varianza de los precios relativos a partir de 1983, indica que el vector de precios relativos que existía en 1980, y al que regresaba la economía en su ir y venir, dejó de ser el de equilibrio a partir de finales de 1982.

2. Inercia y memoria

La hipótesis de que, en los últimos años aumentó la inercia del sistema de formación de precios a la vez que disminuyó su memoria, no se ve contradicha por las siguientes observaciones:

a) en promedio y por los últimos cuatro años, los productores han aumentado sus precios casi cada mes, cuando lo hacían cada tres durante el periodo 1969-1972. Este aumento en la frecuencia¹² de los cambios en los precios se debe al aumento en la tasa de inflación promedio e indica que la memoria del sistema no constituye, por sí sola, una explicación de la pereza con la que la economía ha respondido a las políticas antinflacionarias de los últimos años (véase la gráfica 4 y el cuadro 1);

b) en el periodo 1969-1972, los precios relativos aumentaron en el 81.1% de los casos en que lo hicieron los precios nominales, pero entre 1983 y 1986, esto sólo ocurrió en 43.5% de las veces; además, en el periodo más reciente, el 97.1% de los productores cuyo precio relativo no logró crecer, volvió a intentarlo aumentando su precio nominal, cuando antes sólo lo hacían 27.2%. Finalmente, entre 1983 y 1986, y para el subconjunto de productos cuyo precio nominal aumentó dos veces, el incremento promedio de aquéllos cuyo precio relativo bajó en un primer momento es igual a 83.5%

¹¹ Obviamente, la estructura de precios relativos puede cambiar sin que cambie la varianza de su distribución, pero lo opuesto es falso. En efecto, sean tres precios relativos P_1 , P_2 , y P_3 el primero de los cuales permanece constante. Compárense dos estados del mundo **A** y **B**. En **A**, $P_2 = k_2 P_1$ y $P_3 = k_3 P_1$, pero en **B** $P_2 = k_3 P_1$ y $P_3 = k_2 P_1$. Claramente, la varianza es la misma en los dos estados, pero no lo es la estructura de precios relativos. Por lo tanto, es propio inferir un cambio en la estructura de precios relativos del aumento en la varianza de su distribución.

¹² En toda justicia, los 302 componentes del INPC son promedios de precios cobrados por diferentes productores, pero supondremos que la media muestral es un buen indicador del comportamiento de los miembros del universo. Nótese que la frecuencia *medida* no puede exceder una vez por mes puesto que los datos del Banco de México llegan con esa periodicidad. Véase Alberro, Córdoba y Sheshinski (1986) para una discusión de las relaciones entre la media y la varianza, *medidas* de la distribución de precios relativos y sus valores “reales”.

Gráfica 4*Proporción de precios nominales que aumentaron cada mes*

del aumento de los que, al contrario, primero habían crecido, cuando esa proporción era de sólo 20.1% entre 1969 y 1972. Todo esto indica que el desorden en la formación de precios aumentó durante el periodo considerado¹³ (véase el cuadro 1);

c) al pasar el tiempo, es cada vez menos frecuente que disminuya el precio de algún bien: en 1969, 16% de los componentes de INPC lo hacía cada mes, pero en 1986 sólo era 3%; de 1980 a la fecha los únicos precios nominales que han disminuido son los de productos perecederos (mariscos, frutas y legumbres) o los de bienes controlados por el gobierno. Esto entorpece cualquier proceso deflacionario al limitar la velocidad a la cual disminuye un precio relativo¹⁴ (véase el cuadro 2).

¹³ En un sistema estable de formación de precios, los productores que aumentan su precio nominal se dividen en tres grupos: los que pretendían aumentar su precio relativo y lo lograron, los que tenían las mismas intenciones pero no lo lograron porque subestimaron la tasa de inflación durante ese mes y los que pretendían disminuir su precio real; el primer grupo es el más numeroso y sus precios aumentan por una cantidad mayor que la de los dos últimos. Vale la pena notar que si se excluyeran del cuadro 1 los 18 precios controlados incluidos, los resultados serían los mismos.

¹⁴ Vale la pena subrayar, por otra parte, que los precios de los productos perecederos sí fluctúan estacionalmente de manera importante, por lo que cualquier programa deflacionario, que implique un congelamiento de precios y salarios, debe escoger cuidadosamente los niveles que fija para esos productos con objeto de no

CUADRO 1

**Análisis de las características de los cambios en los precios
(99 productos; 1969-1986)
Porcentajes**

Año	Indicador				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
1969*	34.34	80.68	26.75	4.44	1.07
1970	38.13	85.71	20.11	2.72	0.41
1971	34.34	80.84	22.68	3.04	0.32
1972	38.22	77.34	39.15	2.70	0.80
1973	62.88	59.73	68.60	3.87	2.03
1974	65.32	61.98	66.11	3.16	1.91
1975	55.22	55.86	62.97	3.52	1.54
1976	69.19	58.99	71.15	4.17	3.08
1977	64.81	50.86	72.27	3.35	1.77
1978	65.15	58.58	74.67	3.25	1.62
1979*	79.80	52.51	85.37	2.50	1.47
1980	85.69	37.33	91.08	3.24	1.91
1981	90.24	37.34	92.61	4.18	2.12
1982	93.85	37.54	96.38	7.49	8.50
1983	94.11	43.50	97.61	6.55	4.95
1984	92.93	41.70	96.71	5.28	3.90
1985	92.59	44.27	95.81	5.48	5.65
1986	95.03	44.50	98.29	8.29	6.87

(1) Proporción de los 99 productos considerados, cuyo precio nominal aumentó de un mes a otro.

(2) De los productos considerados en el inciso (1), proporción cuyo precio real aumentó durante el mismo mes.

(3) De los productos cuyo precio real no aumentó, proporción cuyo precio nominal volvió a aumentar el mes siguiente.

(4) Proporción de aumento de los precios considerados en el inciso (2) cuyo precio nominal volvió a aumentar el mes siguiente.

(5) Proporción de aumento de los precios considerados en el inciso (3).

*Promedio sobre 11 meses.

El examen de la hipótesis según la cual la inercia inflacionaria constituye un obstáculo a los intentos de deflación, requiere de la definición empírica tanto de una medida de dispersión como de los precios relativos de equilibrio, ya que éstos no son directamente observables. Los precios nominales, por el contrario, sí lo son, pero no dependen únicamente de los precios reales objetivo; también reflejan el efecto de otros dos parámetros: la capacidad por parte de los productores de anticipar la tasa de inflación, y la velocidad de ajuste de los precios hacia su valor deseado. Si ésta fuera infinita y las predicciones de inflación certeras, los precios relativos observados no

enfrentar los problemas de desabasto y mercados negros que se presentaron en Argentina y Brasil durante la primera fase de los planes Austral y Cruzado respectivamente.

diferirían de los de equilibrio. El valor de los precios relativos de equilibrio no puede inferirse directamente del comportamiento de los precios nominales porque estos dos parámetros no pueden ser observados directamente. Como, además, el vector de precios relativos que parecía equilibrar la economía en 1980 dejó de hacerlo a partir de 1983, se utilizaron cinco definiciones alternativas de los precios relativos de equilibrio:

$$\pi^*_{i,t} = \sum_{j=0}^k \pi_{i,t+1-j} \quad (k,l) = (12,6), (9,3), (5,0), (-5,0) \text{ o } (12,3) \text{ meses.}$$

donde

- $\pi_{i,t}$ = el precio relativo del bien i en el momento t ;
- $\pi^*_{i,t}$ = el precio relativo de equilibrio del bien i en el momento t ;
- l = mide la capacidad de predicción de los productores, y
- $k-l$ = la velocidad de ajuste de los precios hacia sus valores objetivo.

Esta definición de $\pi^*_{i,t}$ implica que la media ponderada de las desviaciones de los precios relativos de sus valores de equilibrio sea cero, por lo que tanto

CUADRO 2

Número de productos cuyos precios nominales disminuyeron en un mes (promedios anuales)

<i>Año</i>	<i>Promedio mensual para el año</i>
1969*	14.8
1970	15.4
1971	11.7
1972	10.0
1973	5.2
1974	5.3
1975	7.9
1976	5.4
1977	7.2
1978	4.8
1979	5.0
1980*	3.7
1981	3.1
1982	2.2
1983	2.0
1984	2.1
1985	2.4
1986	2.2

Promedios sobre 11 meses.

CUADRO 3

Regresiones entre inflación y dispersión de precios relativos
[D_I calculado con $(m, n) = (12, 3)$]

	$\overline{R^2}$	F	DW	Parámetros	
				a	b
$INPC_t = a + b D_I$	0.60	106.47	1.51	-2.29 (-3.44)	131.84 (10.32)
$\ln INPC_t = a + b \ln D_I$	0.70	166.84	1.29	6.16 (16.58)	1.59 (12.92)
$INPC_t = a + b \ln D_I$	0.59	101.59	1.53	23.82 (12.32)	6.45 (10.08)
$\ln INPC_t = a + b D_I$	0.67	142.88	1.16	-0.21 (-1.55)	31.38 (11.95)

Entre paréntesis se muestran los valores t .

las regresiones como las pruebas de causalidad que a continuación se reportan, utilizaron la siguiente medida de dispersión:¹⁵

$$D_I = \sum_i \beta_i |\pi_{i,t} - \pi^*_{i,t}|$$

Como se muestra en el cuadro 3, la relación entre tasa de inflación y dispersión de precios relativos es estrecha a través de especificaciones. Este resultado ha sido reportado tanto para México como para otros países (véase por ejemplo Aspe y Blanco [1984]; Cukierman y Leiderman [1984]; Glejser [1965]; Hercowitz [1982], y Parks [1978]); pero en general, se ha interpretado como reflejo de los costos reales de los procesos inflacionarios y no como indicación de la importancia de la dispersión de los precios relativos en la explicación de la inercia inflacionaria. Por ello no puede sustentarse en el

¹⁵ En efecto,

$$\begin{aligned} \sum_i \beta_i (\pi_{i,t} - \pi^*_{i,t}) &= 1 - \frac{1}{m+1} \sum_i \sum_j \beta_i \pi_{i,t+n-j} \\ &= 1 - \frac{m+1}{m+1} \\ &= 0 \end{aligned}$$

También se usó:

$$D_{II} = \sum_i \beta_i (\pi_{i,t} - \pi^*_{i,t})^2 = D_I^2$$

pero sólo se reportan los resultados con D_I porque no difieren de los obtenidos con D_{II} .

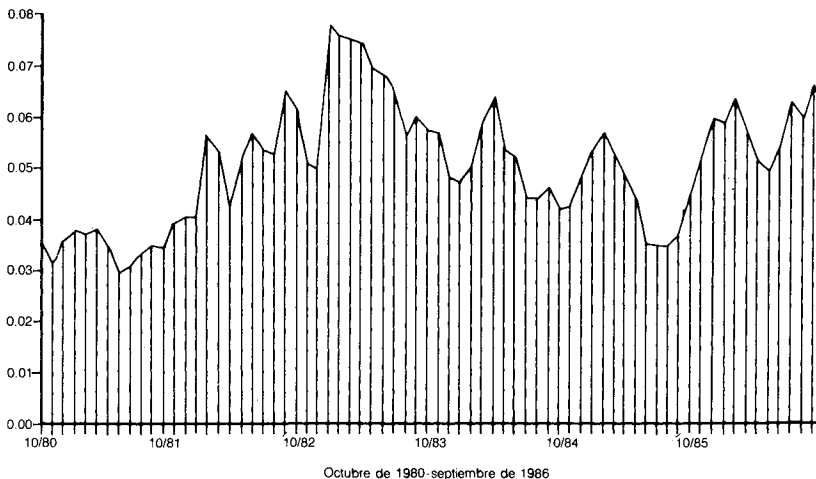
examen de esas regresiones la hipótesis que sostiene que, por una parte, los aumentos en la inflación se ven acompañados de aumentos en la dispersión de los precios relativos pero que, por otra, una vez establecido, el desorden condiciona el comportamiento de la inflación.

Con ese objetivo, se llevaron a cabo pruebas de causalidad entre la tasa de inflación y la dispersión de precios relativos, utilizando la especificación de precios relativos de equilibrio con $(k, l) = (12, 3)$, porque tenían el menor cuadrado medio de los residuos. La gráfica 5 muestra los valores de D_t para el periodo octubre 1980 - septiembre 1986. Una comparación somera con la gráfica 3 sugiere que la especificación de $\pi^*_{i,t}$ es la correcta, puesto que la medida de dispersión prácticamente no tiene tendencia.

Como se reporta en el Apéndice 2, la evidencia empírica señala que, durante el periodo inflacionario, el crecimiento en los precios y la dispersión de los precios relativos se causaron mutuamente pero que, entre 1983 y 1986, eso no ocurrió: el desorden en la formación de precios ya no pudo ser atribuido a la inflación, aunque ésta sí fue causada por aquél. Esta asimetría en las relaciones de causalidad refuerza la idea de que una política deflacionaria será exitosa sólo cuando el mecanismo de formación de precios deje de ser anárquico.

Gráfica 5

Media ponderada de precio relativo-precio relativo de equilibrio



3. Costo de disminuir el desorden en la formación de precios

Dado que el desorden en la formación de precios disminuye la efectividad de cualquier paquete deflacionario, en esta sección se presenta un cálculo aproximado del costo de reducirlo en el caso de un mecanismo simple, aunque *ad hoc*, que permite que los precios relativos se aproximen a sus valores de equilibrio. Consiste en tres reglas que determinan el comportamiento de los precios nominales durante el proceso de ajuste y que forman una suerte de "pacto social" entre productores, eliminando represalias que pudieran interferir con el avance hacia una distribución de precios reales menos anárquica.¹⁶ Se supone que:

- a) ningún productor aceptaría disminuir su precio nominal. Esto es probable, en vista de los datos presentados en el cuadro 3 y de la incertidumbre a lo largo de la senda de convergencia hacia el nuevo estado;
- b) aquellos productos cuyo precio relativo estuviera por debajo de su valor de largo plazo, podrían aumentar su precio nominal hasta alcanzarlo;
- c) aquellas mercancías cuyo precio relativo fuera mayor que su valor de equilibrio, tendrían que mantener su precio nominal constante hasta que su valor relativo cayera por debajo del nivel de equilibrio; una vez que esto sucediera, volverían a aumentar, como se muestra en el apartado anterior.¹⁷

La simulación consiste, por lo tanto, en aumentar los precios nominales de los bienes cuyos precios relativos están por debajo de su nivel de largo plazo, manteniendo los otros constantes. Esto causa un aumento en el nivel de precios, provocando que muchos productos cuyos precios relativos estaban por arriba de sus niveles de largo plazo, ahora se encuentren por debajo. El proceso se repite de manera que, en cada iteración, la estructura de precios relativos se acerca cada vez más a la de equilibrio. La simulación

¹⁶ Aunque las reglas son *ad hoc*, representan un comportamiento factible pues parecen repartir las pérdidas inevitables de manera simple.

¹⁷ Suponemos, además, que las otras variables, tanto micro como macroeconómicas, se ajustan para hacer esas trayectorias posibles. Para esta simulación, se utilizó la misma especificación de los precios relativos de equilibrio que para las regresiones y las pruebas de causalidad, es decir: $(k, l) = (12, 3)$. Dados $\pi_{i,t}^*$, $\pi_{i,t}$, P_t , $P_{i,t}$ y siendo $P_{i,t}^s$ el precio simulado del bien i , el ejercicio supone que:

$$\text{si } \pi_{i,t} < \pi_{i,t}^* \quad P_{i,t}^s = \pi_{i,t}^* \cdot P_t \text{ y}$$

$$\text{si } \pi_{i,t} > \pi_{i,t}^* \quad P_{i,t}^s \text{ constante para } k \text{ periodos hasta que}$$

$$\pi_{i,t+k} < \pi_{i,t+k}^* \text{ en cuyo caso } P_{i,t+k}^s = \pi_{i,t+k}^* \cdot P_{t+k}$$

concluye cuando 95% de los precios reales están en una franja de 1% alrededor de sus valores objetivo. Así, el costo de esos ajustes es un aumento en el nivel de precios, que es único y discontinuo si el proceso es inmediato, pero que provocará inflación si la convergencia toma tiempo.

Los resultados del ejercicio se presentan en el cuadro 4 para la distribución de precios que existía en diciembre de 1986. Como se observa, después de 12 iteraciones, 96% de los precios nominales aumentó, 95% de los precios relativos alcanzó su valor objetivo, la varianza de su distribución disminuyó 17% y la inflación acumulada es 11.3%; sin embargo, como puede apreciarse en las gráficas 6 y 7, la distribución de los precios relativos en el mes de la simulación determina el valor de estas dos últimas variables.

Dada la tercera regla, esta simulación supone que si, en promedio, los precios de los insumos específicos que utiliza cada productor crecieran más que el INPC, sus márgenes de ganancia se estrecharían pero no cambiaría su precio nominal. Así, este cálculo representa una cota inferior del costo que se observaría en la realidad, aún en el caso optimista en que la inflación generada no modificara las expectativas, o que, por lo menos, no provocara aumentos adicionales de los precios de los productos que están "adelantados". Sin embargo, el proceso convergería más rápidamente y la inflación

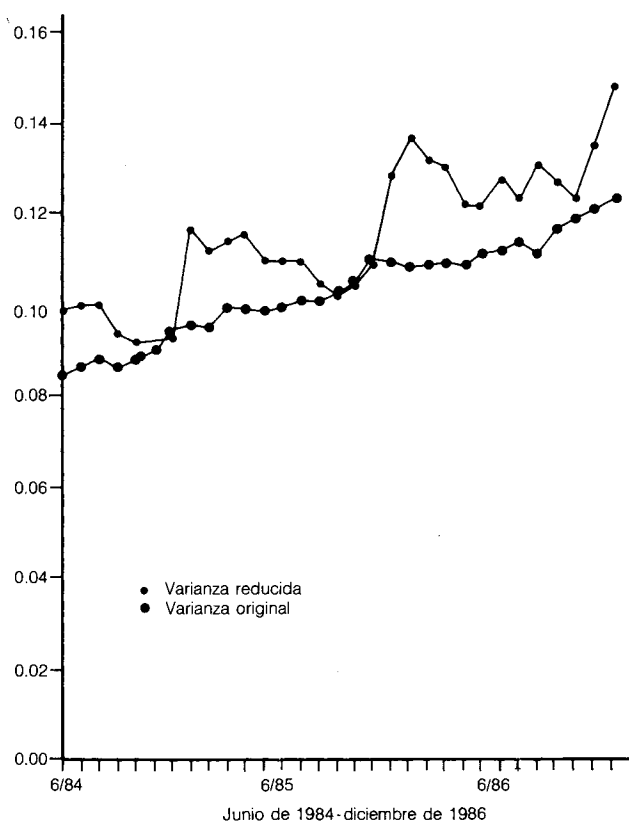
CUADRO 4

**Resultados de la simulación mencionada en el texto
diciembre de 1986)**

<i>Datos de entrada</i>	<i>Precios nominales</i>	<i>Objetivos de precios relativos</i>		
Media ordinaria	2 926.39			1.0739
Varianza ordinaria	1 425 279.40			0.1664
Media ponderada	2 757.80			1.0101
Varianza ponderada	1 124 937.28			0.1255
		<i>Iteración</i>		
		<i>1</i>	<i>6</i>	<i>12</i>
Índice de precios	2 757.80	2 976.29	3 069.99	
Discrepancia promedio entre precios relativos y objetivos	0.0104	0.0006	0.0002	
Media ordinaria de los precios relativos	1.0611	1.0674	1.0689	
Varianza ordinaria de los precios relativos	0.1874	0.1700	0.1656	
Varianza ponderada de los precios relativos	0.1480	0.1270	0.1232	
Número de productos cuyo precio nominal crece	168	276	288	
Número de productos cuyo precio relativo está "cercano" a su objetivo	48	217	287	
Tasa de inflación acumulada	0.0000	0.080	0.113	

Gráfica 6

Reducción en la dispersión de los precios relativos como resultado de la simulación



sería menor si el primer supuesto no se cumpliera, de manera que estos últimos pudieran disminuir.

El peligro de que la inflación "liberada" por el proceso de convergencia de los precios relativos hacia sus valores de equilibrio no sea interpretada como la consecuencia del ajuste de precios *relativos*, sino como una indicación de un fenómeno general, provocando represalias que retroalimenten el proceso de fijación de precios, explica la fragilidad de los programas gradualistas de ajuste y la utilidad de reglas, explícitas y políticamente aceptadas, que sustituyan a los mecanismos automáticos de mercado en el proceso de estabilización.

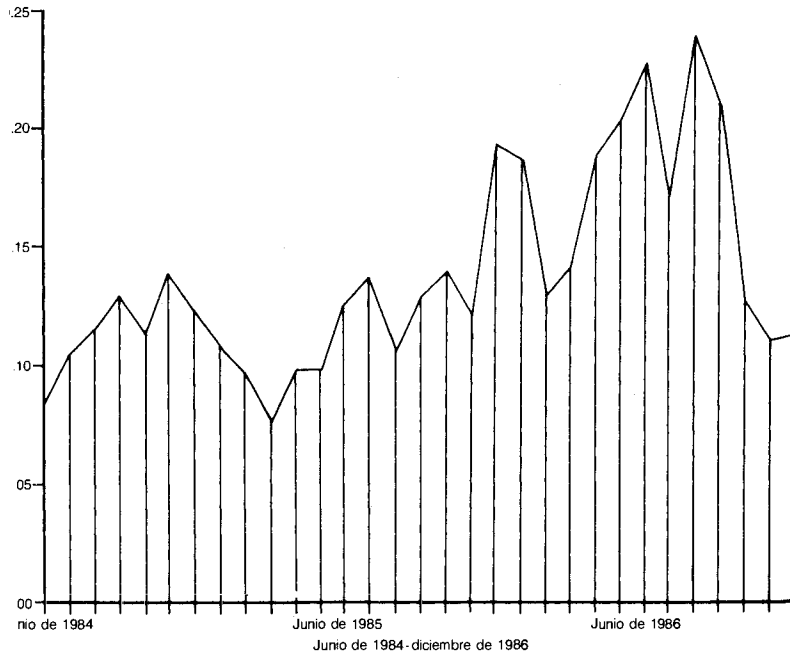
IV. Asincronía y política de precios y tarifas: el eje inflacionario

Una tercera parte del INPC corresponde a los precios y tarifas que controla el sector público. La política gubernamental de fijación de precios tiene tres impactos sobre la tasa de inflación; uno directo, derivado del control de los precios de algunos bienes finales (tortilla, leche, huevo, etc.) y dos indirectos: por una parte, el precio de algunos insumos intermedios (acero, petroquímicos, fertilizantes, etc.), influye sobre los costos de producción y por lo tanto sobre el precio de los bienes finales; por otra parte, el proceso de convergencia del vector de precios no controlados hacia sus valores relativos de largo plazo, será más ágil cuanto más fácil sea predecir el comportamiento de los precios controlados.

En esta sección se miden los dos primeros impactos; esta medida permite, por una parte, determinar los periodos durante los cuales la política de precios y tarifas ha contribuido a aumentar (o disminuir) la inflación y, por otra, mejorar las predicciones de inflación. Es difícil medir el tercer efecto,

Gráfica 7

Incremento necesario en el nivel de precios para que los precios relativos converjan hacia sus valores de equilibrio



pues la confusión que genera el calendario de precios y tarifas en el proceso de formación de precios depende, en buena medida, de la asincronía ya existente. Sin embargo, se presenta una primera estimación del impacto inflacionario de la administración de la política de precios controlados. Se estima la contribución inflacionaria de una política de ajustes discontinuos, cuyo monto y fecha de introducción son inciertos, al compararla con otra que tomara los objetivos de la política de precios y tarifas como dados (atribuyéndolos a consideraciones políticas que trascienden al ámbito de esta discusión), y los administrara en forma de desliz uniforme.

1. Eje y piso inflacionarios: definiciones y propiedades

Para medir la contribución de la política de precios y tarifas a la determinación de la inflación, hay que comparar el comportamiento histórico de los precios con el que se hubiera observado si el gobierno hubiera instrumentado una política diferente. Para ello hay que "filtrar" la serie observada y construir una nueva que elimine el efecto de la política de precios y tarifas.

Una posibilidad sería comparar lo que de hecho acaeció con lo que hubiera sucedido si los precios controlados no hubieran cambiado: el piso inflacionario (ΔP_t^{PI}) es el valor del INPC condicionado a que los precios controlados hayan permanecido constantes. Sin embargo, esta medida de la inflación subyacente no considera los efectos inflacionarios indirectos de la caída en la recaudación tributaria que resultaría de este experimento, atribuibles a la necesidad de recurrir a otras fuentes de financiamiento.

Para evaluar apropiadamente la política de precios y tarifas hay que suponer una estructura de precios relativos controlados constante a través del tiempo. Así, se define el eje inflacionario como la tasa de inflación que se hubiera observado si cada uno de los precios que controla el gobierno hubiese crecido a la tasa de crecimiento *que hubieran tenido los precios no controlados si efectivamente el gobierno se hubiera comportado de esa manera*. El eje inflacionario (ΔE_t) puede ser calculado con los datos observados de inflación (ΔP_t), incluyendo los de los precios controlados.

Para ilustrar que el piso inflacionario es una medida incorrecta del impacto de la política de precios y tarifas sobre el INPC, se pueden definir dos índices de represión inflacionaria (IRI) como la diferencia entre la inflación observada y la medida construida:

$$IRI_1 = \Delta INPC - \Delta P_t^{PI} \text{ y}$$

$$IRI_2 = \Delta INPC - \Delta E_t .$$

Los casos presentados en el cuadro 5 reflejan la estructura industrial de la economía en 1980, aunque parten de observaciones de los cambios en el INPC y en los precios controlados que no necesariamente ocurrieron en la realidad.

CUADRO 5

Comparación entre el eje y el piso inflacionario

Δ_{INPC}	10.0	10.0	10.0	10.0
Cambio en los precios controlados	12.0	10.0	8.0	0.0
Piso inflacionario	6.7	7.3	7.8	10.0
Eje inflacionario	9.2	10.0	10.7	13.7
IRI ₁	3.3	2.7	2.2	0.0
IRI ₂	0.8	0.0	-0.7	-3.7

Como lo indican las últimas tres columnas del cuadro 5, cuando los precios controlados crecen a la misma velocidad que el INPC, el IRI₁ es positivo, indicando, incorrectamente, que la política de precios y tarifas ha contribuido a que la inflación sea más alta de lo que hubiera sido “en condiciones normales”, el IRI₂, por el contrario, indica que la política fue neutra; aunque los precios controlados hayan crecido a una tasa menor que el INPC, el IRI₁ indica que la política de precios y tarifas ha contribuido a *aumentar* la inflación, el IRI₂ muestra, por el contrario, que hay represión de inflación; y, sólo en el caso en que los precios controlados permanecen constantes, el IRI₁ indica que la política de precios y tarifas no ejerce presiones; en ese caso el IRI₂ indica, acertadamente, que el gobierno está reprimiendo inflación.

Para calcular el eje inflacionario hay que clasificar los 302 componentes del INPC en aquéllos cuyos precios son controlados y aquéllos que no lo son:

$$INPC_t = P_t^{nc} + P_t^c$$

donde

$P_t^{nc} = \mathbf{W}_{nc} \cdot P_t^{nc}$ es el índice de precios de los precios no controlados,

$P_t^c = \mathbf{W}_c \cdot P_t^c$ es el índice de precios de los precios controlados,

$P_t = (P_t^{nc}, P_t^c)$ es el vector de precios, y

$\mathbf{W} = (\mathbf{W}_c, \mathbf{W}_{nc})$ es el vector de ponderadores del INPC.

Si se supone que hay **m** precios controlados (**m_f** precios finales y **m_i** precios intermedios) y **n** precios no controlados, el piso inflacionario se define formalmente de la manera siguiente:

$$\Delta P_t^{PI} = (\Delta P_t^{nc} | \Delta P_t^c - \vartheta = 0, \vartheta = 0, 1, 2, \dots, T)$$

donde

- ΔP_t^{PI} es el "piso inflacionario" en el momento t
 $\underline{\Delta P}_{t-\vartheta}^c$ es el vector ($\mathbf{m} \times 1$) de aumentos porcentuales en los precios controlados por el gobierno en el momento $t-\vartheta$, y
 $\underline{0}$ es un vector de dimensión ($\mathbf{m} \times 1$) cuyos elementos son ceros.

Por otra parte, el eje inflacionario se define como:

$$\Delta \mathbf{E}_t = (\Delta P_t^{nc} \mid \underline{\Delta P}_{t-\vartheta}^c = \Delta \mathbf{E}_{t-\vartheta} \cdot \underline{\mathbf{1}}^c, \vartheta = 0, 1, 2, \dots, T)$$

donde

- $\underline{\mathbf{1}}^c$ es un vector unitario de dimensión ($\mathbf{m} \times 1$) y
 $\Delta \mathbf{E}_t$ es el eje inflacionario en el momento t .

Es importante subrayar que los efectos directos de la política de precios y tarifas sobre el INPC son contemporáneos, pero que sus efectos indirectos son retardados, puesto que los cambios en los precios de los insumos deben viajar a lo largo de cadenas productivas antes de poder tener impacto a en los precios de los bienes finales. Como este proceso toma tiempo, los cambios en los precios controlados hace ϑ periodos sólo se manifiestan en la inflación del momento t .

Para calcular el impacto de los precios de los bienes intermedios (P_{ins}^c) que están controlados sobre los bienes de consumo final que no lo están, se particiona la matriz insumo-producto (de dimensiones 72×72), distinguiendo entre sectores cuyo precio de producción está controlado (c) y aquéllos cuyo precio no lo está (nc) (véase Nordhaus y Shoven [1974]). Sea

$$A = \begin{vmatrix} A_{cc} & A_{c,nc} \\ A_{nc,c} & A_{nc,nc} \end{vmatrix} \text{ la matriz insumo-producto}$$

donde

$A'_{c,nc}$ mide el impacto de los cambios en los precios de los insumos cuyos precios están controlados sobre los precios de los bienes cuyos precios no lo están,

$A'_{nc,nc}$ mide el impacto de los cambios en los precios de los insumos cuyos precios no están controlados sobre los precios de los bienes cuyos precios no lo están, etc.¹⁸

¹⁸ Obviamente, $A_{cc} = 0$ y $A_{nc,c} = 0$, puesto que suponemos que los precios de los insumos no inciden sobre los precios controlados.

Asimismo, el vector de precios de los insumos (P_{ins}) puede ser particionado en c precios controlados y nc precios no controlados:

$$P_{ins} = \frac{|P_{ins}^f|}{|P_{ins}^{nc}|}$$

El cambio en los precios finales no controlados será igual a:

$$\underline{\Delta P}^{nc} = A'_{c,nc} \underline{\Delta P}^f_{ins} + A'_{nc,nc} \underline{\Delta P}^{nc}_{ins}$$

Si se supone que un producto tiene el mismo precio, independientemente de su uso como insumo en el proceso productivo o como bien de consumo final, es decir si:

$$\underline{\Delta P}^{nc} = \underline{\Delta P}^{nc}_{ins}$$

entonces:

$$\underline{\Delta P}^{nc}_{ins} = [I - A'_{nc,nc}]^{-1} A'_{c,nc} \underline{\Delta P}^f_{ins}$$

Las matrices $A'_{nc,nc}$ y $A'_{c,nc}$ se construyen a partir de la traspuesta de la matriz de coeficientes técnicos, haciendo que los elementos de los renglones apropiados sean cero (de tal suerte que el costo de los insumos no tenga efecto alguno sobre el precio de producción).

Si los precios controlados (m_f precios finales y c precios intermedios) hubieran crecido a la misma velocidad que el eje,

$$\underline{W}_c [\underline{\Delta P}^{cf} - \underline{1}^{m_f} \underline{\Delta E}_i] = 0 \quad \text{y,}$$

$$\underline{W}_{nc} (I - A'_{nc,nc})^{-1} \cdot A'_{c,nc} \cdot (\underline{\Delta P}^{ci} - \underline{1}^c \underline{\Delta E}) = 0$$

ionde:

$$\underline{1}^{m_f} \text{ y } \underline{1}^c$$

son vectores de dimensiones ($m_f \times 1$) y ($c \times 1$) cuyos elementos son 1. Sea

β_{∂}^i el vector de dimensiones ($1 \times T$) de proporciones del impacto inflacionario de un aumento en el precio controlado i absorbido ∂ meses después de que ocurra.

i es un bien final,

$$\beta_0^i = 1, \quad \beta_{\partial}^i = 0 \quad \text{para toda } \partial > 0$$

y si i es un bien intermedio,

$$\beta_{\theta}^i > 0 \quad \text{para alguna(s) } \theta \geq 0.$$

Si

$$\underline{\Delta P}_t^{*c} = [\Sigma \beta_{\theta}^i \cdot \underline{\Delta P}_{t-\theta}^{c,i}] \quad i = 1, 2, \dots, p.$$

$$\Delta \text{INPC} = \Delta \mathbf{E} + \underline{\mathbf{W}}_c [\underline{\Delta P}_f^{*c} - \underline{\mathbf{1}}^{mv} \Delta \mathbf{E}] + \underline{\mathbf{W}}_{nc} [I - A'_{nc,c}]^{-1} \cdot A'_{c,nc} \cdot [\underline{\Delta P}_{ins}^{*c} - \underline{\mathbf{1}}^c \Delta \mathbf{E}]$$

$$\Delta \mathbf{E} = \frac{\Delta \text{INPC} - \underline{\mathbf{W}}_c \underline{\Delta P}_f^{*c} - \underline{\mathbf{W}}_{nc} [I - A'_{nc,c}]^{-1} \cdot A'_{c,nc} \cdot \underline{\Delta P}_{ins}^{*c}}{1 - \underline{\mathbf{W}}_c \cdot \underline{\mathbf{1}}^{mv} - \underline{\mathbf{W}}_{nc} [I - A'_{nc,c}]^{-1} \cdot A'_{c,nc} \cdot \underline{\mathbf{1}}^c} \quad (1)$$

Esta especificación supone que los precios relativos de los bienes controlados son constantes e iguales al valor que tenían en el año base. La inflación observada históricamente será menor que el eje inflacionario cuando el gobierno haya reprimido inflación (dejando que el precio relativo de los precios controlados disminuyera), y mayor cuando el gobierno haya liberado presiones inflacionarias. Por lo tanto, el eje inflacionario refleja las desviaciones de los precios relativos respecto de los que existían en el periodo inicial.

Sin embargo, la estructura temporal del eje es independiente del origen que se escoja. En efecto, sean

$$\mu_{1t} = A(L)\Delta \mathbf{E} - B(L)\xi_t \quad \text{y}$$

$$\mu_{2t} = A(L)\Delta \mathbf{E}^* - B(L)\xi_t$$

donde:

$$\xi_t \sim N(0, s^2) \quad \text{y}$$

$\Delta \mathbf{E}$ y $\Delta \mathbf{E}^*$ son dos ejes inflacionarios calculados con orígenes diferentes en el tiempo.

Teorema. Si μ_{1t} es ruido blanco, μ_{2t} también lo es.

Este teorema, que se prueba en el Apéndice 2, implica que, aunque el cálculo del eje es contingente en la estructura de precios del periodo inicial, las predicciones que de él se hagan (y por tanto las de inflación que de ellas se deriven), son independientes del origen que se escoja.

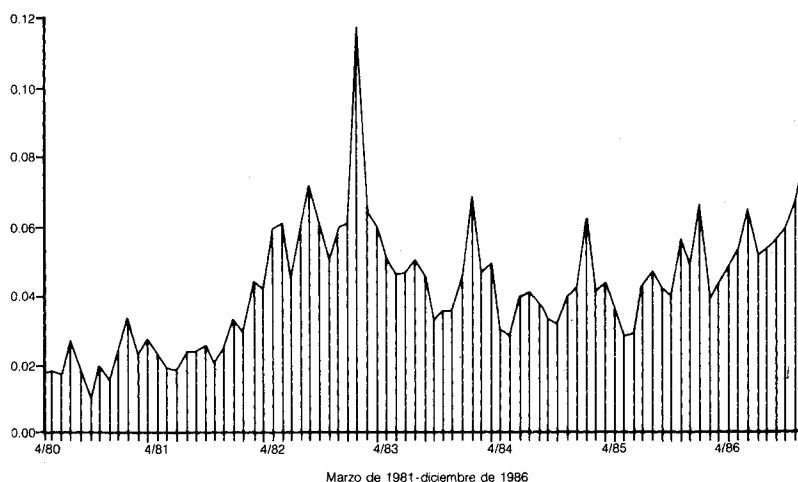
2. Comportamiento empírico del eje inflacionario

En esta sección, el eje inflacionario es utilizado para evaluar la política de precios y tarifas durante el periodo 1980-1986, para estimar el impacto inflacionario de su administración y para predecir la tasa de inflación mensual.

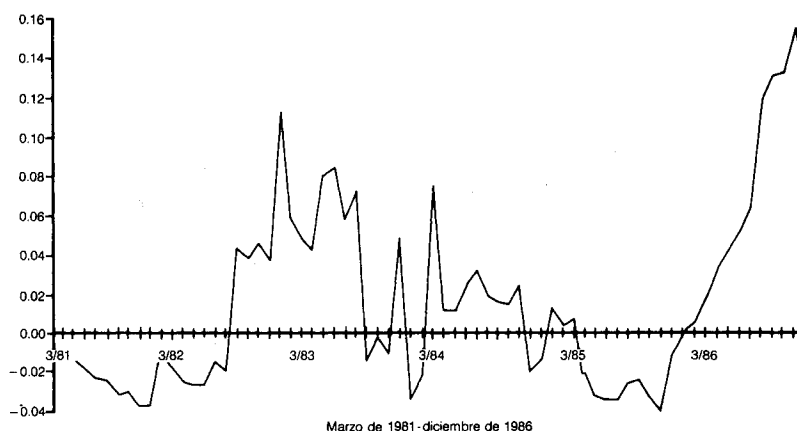
La gráfica 8 muestra el eje inflacionario mensual para el periodo mencionado y la gráfica 9 la diferencia entre el eje (en base anual) y la tasa de crecimiento anual del INPC. Pueden identificarse cuatro etapas en la política de precios y tarifas en los últimos años: dos periodos de represión de inflación (marzo de 1981-julio de 1982 y abril de 1985-enero de 1986) y dos de ajustes de precios relativos (agosto de 1982-marzo de 1985 y de febrero-diciembre de 1986). Durante los primeros, los precios y tarifas del sector público crecieron a una tasa tal que la inflación observada fue menor a la que se hubiera dado si la política de precios y tarifas hubiera sido neutra. Lo opuesto sucedió durante los periodos de ajuste de precios relativos: los precios controlados crecieron de suerte que la inflación fue mayor que la que se hubiera materializado con una política neutra. Es importante señalar que, aún durante el primer periodo de ajuste,¹⁹ hubo tres intervalos duran-

Gráfica 8

Eje inflacionario (datos mensuales)



¹⁹ Por ejemplo, entre agosto de 1982 y febrero de 1985 el INPC aumentó 315.6% mientras que la electricidad lo hizo 362.2%, la gasolina 448.1%, el combustóleo 234.6%, y el gas natural 1 430.8 por ciento.

Gráfica 9*Diferencia entre los datos anuales del eje y de la tasa de inflación*

te los cuales la política de precios y tarifas se retrasó, lo que subraya la dificultad de mantener una política ágil de precios controlados, durante un proceso inflacionario.

Por otra parte, una política de precios y tarifas impredecible favorece indirectamente a la inflación, en la medida en la que los ajustes intempestivos de precios fomentan el desorden en la fijación de precios contribuyendo así a la inercia del sistema. En efecto, aunque, por definición, los precios controlados deban responder a una lógica diferente a la del mercado, las fluctuaciones erráticas de sus valores relativos entorpecen el cumplimiento de calendarios de ajuste de precios no controlados. Una calendarización que respetara los lincamientos redistributivos de la política de subsidios, pero que fuera más continua, y por tanto implicara menores aumentos, disminuiría el desorden en la formación de precios redundando en menor inflación.

Para medir la contribución inflacionaria de una política de cambios abruptos y no anunciados en los precios y tarifas, se comparó la política que, de hecho, se instrumentó, con una que partiera del mismo valor nominal y acabara en el mismo nivel, pero que implicara un desliz continuo; es decir que, para los periodos abril de 1980-diciembre de 1986 y enero de 1983-diciembre de 1986, se supuso una tasa de crecimiento constante (aunque diferente para cada precio controlado), tal que el incremento compuesto fuera igual al observado. Esta simulación implica una dispersión de precios relativos, alrededor de los valores de equilibrio, diferente a la observada, cuyo efecto directo (aquel que excluye el efecto de la covarianza entre precios controlados y precios no controlados) representa el costo de la administra-

CUADRO 6

Resultados de una política de precios y tarifas menos discontinua

<i>Años</i>	<i>Periodo I</i>	<i>Periodo II</i>
1980*	-1.1	—
1981	-5.2	—
1982	29.8	—
1983	20.9	10.6
1984	19.9	16.7
1985	17.7	13.7
1986*	24.5	24.3
Media aritmética	15.2	16.3

*Promedio sobre nueve meses.

ción de una política dada. Los resultados de este ejercicio se muestran en el cuadro 6 e indican que el costo de una política discrecional durante esos periodos fue de, cuando menos, 15 puntos porcentuales. Finalmente, se evaluaron los efectos recaudatorios de este calendario alternativo, suponiendo que las elasticidades precio son suficientemente pequeñas para que su efecto acumulado sobre la cantidad demandada del bien, cuyo precio está controlado, sea insignificante. En todos los casos, menos en los de harinas de maíz y trigo, y en los de la leche en sus diferentes presentaciones, la recaudación hubiera sido mayor si los precios se hubieran deslizado.

Las predicciones de tasa de inflación son inexactas por dos razones: por los errores en la predicción del proceso inflacionario subyacente, y por las diferencias entre la política de precios y las tarifas anunciada y la que realmente se instrumenta. Sólo las primeras son de interés econométrico, pues las segundas deben atribuirse a inconsistencias de instrumentación burocrática. Puesto que el eje inflacionario elimina el impacto de los cambios no neutros en los precios controlados, poder ser usado para hacer predicciones exactas de la inflación.

Para medir la utilidad del eje inflacionario como instrumento de predicción, se predijo la tasa de inflación mensual para cierto año con la información de la que se disponía en diciembre del año anterior y el calendario de ajuste de precios que de hecho ocurrió durante el año de predicción (eliminando así el impacto de las desviaciones de la política de precios controlados del calendario anunciado). Esta proyección se hizo de dos maneras: directamente, aplicando técnicas Box Jenkins al INPC, e indirectamente, proyectando primero el eje inflacionario y corrigiéndolo después con los cambios en precios y tarifas.

El ejercicio se repitió para dos años diferentes con objeto de eliminar el efecto de los otros determinantes macroeconómicos de la inflación. Se escogió 1984 porque es un año de relativa calma en que dominaron los ele-

mentos inerciales, y 1986 porque ocurrió lo contrario: la tasa de cambio real tuvo que aumentar para facilitar la absorción de un importante choque real externo negativo.²⁰

Los resultados se muestran en los cuadros 7 y 8: en la primera columna aparece la tasa de crecimiento del eje "corregida" y, en la siguiente, la predicción directa del INPC. Para los dos años considerados, las representaciones ARIMA del eje son más exactas que las del INPC, como se aprecia comparando la suma promedio de los residuos al cuadrado y el error estándar de los residuos; además, las predicciones en las que se utiliza el eje son mejores: para 1984 el error acumulado es 0.7% en el primer caso y 6.7% en el segundo, y para 1986 son -9.16 y -17.44 por ciento.

La bondad de la predicción para 1984 implica que los efectos de otras variables se cancelaron unos a otros, y que las políticas macroeconómicas (monetaria, fiscal, de tasa de interés y de tasa de cambio) fueron acomodaticias con respecto a la inercia incorporada en el proceso inflacionario. Una política de precios y tarifas que no es anunciada con suficiente exactitud y oportunidad, o que no respeta los planes establecidos, introduce un elemento innecesario de error en las predicciones de inflación que deben hacerse cada año como parte del ejercicio presupuestal del gobierno y que repercuten sobre el gasto ejercido, tanto a través de los gastos por interés sobre deuda contratada en moneda nacional, como por las extensiones de presupuesto que acaban siendo autorizadas para reflejar un nivel de endogeneidad del gasto corriente del gobierno federal, podría contrarrestarse con facilidad. El ejercicio para el año 1986 confirma que, aún cuando la economía está en una senda que dista de ser inercial, el eje inflacionario ofrece mejores estimaciones del INPC que las que se podrían hacer directamente.

V. Conclusión

En este trabajo hemos analizado las distorsiones en los precios relativos que provoca la inflación, así como los obstáculos que éstas crean a la efectividad de un paquete de medidas macroeconómicas que pretenda estabilizar la economía e inducir una caída significativa de la inflación. En efecto, para provocar una deflación con un bajo costo real, deben encontrarse trayectorias para cada uno de los precios que sean consistentes con una tasa de inflación menor, a la vez que garanticen márgenes de utilidad promedio dados. Desgraciadamente, en la actualidad, estas sendas de ajuste no pueden ser

²⁰ Como ya se mencionó, la política de precios y tarifas es, por naturaleza, discontinua y por tanto no es representable por un proceso simple. Algunos autores han utilizado el método de análisis de intervención para tratar este problema, pero con resultados poco satisfactorios (véase, por ejemplo, Guerrero (1984)). En efecto, hay razones para suponer que, en la práctica, las "intervenciones" (o sea los aumentos discontinuos en los precios y tarifas) no son independientes del resto del proceso.

CUADRO 7

Predicciones de la tasa de inflación utilizando el eje inflacionario y los calendarios de ajuste de precios y tarifas (1984) (en puntos porcentuales)

Mes	Tasa de inflación		Observada	Diferencia entre inflación observada y predicha	
	Predicha	Sin eje		Con eje	Sin eje
Enero	4.43	3.54	6.38	-30.6	-44.5
Febrero	4.96	4.19	5.28	-6.1	-20.6
Marzo	3.67	4.49	4.26	-13.8	+5.4
Abril	5.12	4.23	4.35	+17.7	-2.8
Mayo	4.26	4.10	3.32	+28.3	+23.5
Junio	3.74	4.21	3.62	+3.3	+16.3
Julio	3.34	4.26	3.31	+0.9	+28.7
Agosto	3.10	4.22	2.86	+8.4	+47.5
Septiembre	3.58	4.20	2.97	+20.5	+41.4
Octubre	4.22	4.22	3.50	+20.6	+20.6
Noviembre	3.58	4.23	3.43	+4.4	+23.3
Diciembre	4.22	4.22	4.29	-1.6	-1.6
Dic-dic	60.42	63.37	59.38	+ .7	+6.7
	<i>Modelo</i>	<i>SRC</i>	<i>GL</i>	<i>CMR</i>	<i>EER</i>
Eje	(0,2,1)	0.00637	43	0.00015	0.01217
orden	(0,1,1)				
INPC	(1,2,1)	0.00987	44	0.00022	0.01498
orden	(2,1,1)				

SRC = suma de los residuos al cuadrado; GL = grados de libertad; CMR = cuadrado medio de los residuos, y EER = error estándar de los residuos.

descritas analíticamente y mucho menos puede esperarse que las fuerzas del mercado impulsen una economía, a lo largo de ellas, hacia una tasa de inflación menor. Por lo tanto, la intervención concertada de los principales actores de una sociedad parece ser un requisito indispensable de cualquier programa exitoso de estabilización, para que las características de estas sendas se determinen a través de un proceso de negociación.

Se ha argumentado que tanto la *memoria* como la *inercia* del sistema de formación de precios interfieren con su convergencia a una tasa de inflación menor, pero que es importante distinguir entre esos dos conceptos, porque las medidas de política económica que se requieren para contrarrestarlos son diferentes; es decir, la *memoria* de un sistema contractual puede ser acertada ajustando el orden jurídico, pero es mucho más difícil diseñar instrumentos simples que disminuyan la *inercia* de un sistema de precios.

En el caso de México, se ha sugerido que la inflación ocurrida entre 1978 y 1982 distorsionó la estructura de precios relativos, restándole efectividad

CUADRO 8

**Predicciones de la tasa de inflación utilizando el eje inflacionario
y los calendarios de ajuste de precios y tarifas (1986)
(en puntos porcentuales)**

Mes	Tasa de inflación Predicha		Observada	Diferencia entre inflación observada y predicha	
	Con eje	Sin eje		Con eje	Sin eje
Enero	8.33	5.96	8.84	-5.57	-32.58
Febrero	5.15	4.92	4.47	+15.21	+10.07
Marzo	5.10	5.28	4.64	+9.91	+13.79
Abril	5.26	5.47	5.16	+1.94	+6.01
Mayo	4.99	5.36	5.53	-9.76	-3.07
Junio	5.05	5.32	6.34	-20.35	-16.09
Julio	4.89	5.34	4.98	-1.81	+7.23
Agosto	6.97	5.36	7.98	-12.66	-32.83
Septiembre	6.56	5.34	6.00	+9.33	-11.00
Octubre	5.05	5.35	5.71	-11.56	-6.30
Noviembre	5.99	5.35	6.77	-11.52	-20.97
Diciembre	5.94	5.35	7.92	-25.00	-32.45
Dic-dic	96.02	87.27	105.70	-9.16	-17.44
	<i>Modelo</i>	<i>SRC</i>	<i>GL</i>	<i>CMR</i>	<i>EER</i>
Eje	(1,2,1)	0.00803	66	0.00012	0.01103
orden	(12,1,1)				
INPC	(1,2,1)	0.01379	68	0.00020	0.01424
orden	(2,1,1)				

SRC = suma de los residuos al cuadrado; GL = grados de libertad; CMR = cuadrado medio de los residuos, y EER = error estándar de los residuos.

a las medidas anti-inflacionarias instrumentadas a partir de 1983. Además, se mostró que aunque la *memoria* del sistema de formación de precios sea corta hoy en día, su componente *inercial* es importante y que, paradójicamente, un intento por acercar los precios relativos a sus valores de equilibrio, redundaría en presiones inflacionarias que interferirían con cualquier proceso de deflación. Se sugirió que esto explica la pereza con la que ha reaccionado la economía mexicana a las políticas macroeconómicas de los últimos años.

Se llevaron a cabo pruebas de causalidad entre tasa de inflación y dispersión de precios relativos; el valor del estadístico relevante no contradice la hipótesis central de este trabajo, a saber: cuando la inflación crece más de lo esperado, la estructura de precios no se ajusta uniformemente y aumenta el desorden en los precios relativos; la causalidad se revierte cuando se trata de disminuir la tasa de inflación, pues el desorden existente impide que aquélla caiga lo suficientemente rápido.

Finalmente, se estudió el impacto de las políticas gubernamentales sobre la inflación con la ayuda del *eje inflacionario*, identificando los periodos de la historia reciente durante los cuales se logró reprimir la inflación, frenando la tasa de cambio de los precios y tarifas del sector público. En este contexto, se sugirió que la política actual, que consiste en aumentos discretivos impredecibles, interfiere con el proceso de deflación y tiene un alto costo social. Si, al contrario, los precios controlados se deslizaran, se facilitaría sustancialmente la determinación de los precios privados y disminuiría el componente *inercial* de la inflación.

Apéndice 1

En este apéndice se discute la razón por la que se rechazó la hipótesis de que las tasas mensuales de inflación de los componentes del INPC durante los periodos 1969-1972, 1975-1978, 1979-1982 y 1983-1986 provenían de la misma distribución, aunque de diferentes muestras. La determinación de esos periodos muestrales se explica de la siguiente manera: el primero empieza en 1969 porque es el primer año para el que se dispone de datos, y termina en 1972 porque, al año siguiente, aumentó notablemente el gasto gubernamental, lo que hace suponer que cambió radicalmente el proceso estocástico que describe la tasa de inflación; el segundo debe contener el mismo número de observaciones que el primero (47) y terminar antes de 1979, porque en ese año también aumentó considerablemente el gasto gubernamental; finalmente, los últimos dos cubren los periodos más recientes, para los cuales se dispone de 47 observaciones.

Para llevar a cabo esta prueba hubo que encontrar un subconjunto de índices de precios para los cuales se tuviera información durante el periodo 1969-1986. La serie construida utiliza 99 de las 302 series incluidas en el INPC en la actualidad y sus ponderadores suman alrededor de 60%. Aunque este híbrido combina un índice de Paasche (1969-1979) con uno de Laspeyres (1980-1986), es la única manera de hacer comparaciones para todo el periodo.

La prueba no paramétrica usada está descrita en Conover (1980:382) y se basa en los supuestos de que las muestras son aleatorias y mutuamente independientes. El estadístico de prueba es:

$$T = \text{SUP}_{x,j} |S_j(x) - S(x)|$$

donde $S_j(x)$ son las funciones de distribución empíricas.

El valor calculado fue: $T_i = 39.01$, por lo que la hipótesis nula puede rechazarse con un nivel de confianza de 0.99, lo que implica que el comportamiento de los componentes del INPC difiere estadísticamente durante los cuatro periodos considerados.

Apéndice 2

En este apéndice se reseñan las pruebas de causalidad realizadas respecto a la hipótesis de que, en la fase ascendente de un proceso inflacionario, el incremento en la inflación causa el aumento en la varianza de la distribución de precios relativos, mientras que en la fase descendente, la causalidad se revierte: la varianza de la distribución de precios relativos causa la inflación volviéndose un obstáculo a los paquetes anti-inflacionarios.

Para ello se utilizaron el INPC y la prueba Granger-Wald que se presenta en Geweke, Meese y Warren (1983). Específicamente, para probar la hipótesis nula de que (y_t) no "causa" (x_t) se define el estadístico:

$$J = n(\hat{\sigma}_{\delta^2} - \hat{\sigma}_{\epsilon^2})/\hat{\sigma}_{\epsilon^2}$$

en que $\hat{\sigma}_{\delta^2}$ y $\hat{\sigma}_{\epsilon^2}$ son los estimadores de máxima verosimilitud de $\text{Var}(\delta_t)$ y $\text{Var}(\epsilon_t)$ de los modelos:

$$X_t = \sum_s c_s X_{t-s} + \delta_t \quad s = 1, 2, \dots, k$$

$$X_t = \sum_s d_s X_{t-s} + \sum_r e_r Y_{t-r} + \epsilon_t \quad s = 1, 2, \dots, k \text{ y } r = 1, 2, \dots, k$$

donde (x_t) y (y_t) son gaussianos, estacionarios y con media cero. El estadístico J converge asintóticamente a una χ^2 con k grados de libertad.

Como datos básicos, se usaron los valores mensuales de la tasa de crecimiento del INPC y cinco medidas diferentes de la dispersión de precios relativos [D_t con (k, l) igual a $(-5, 0)$, $(5, 0)$, $(12, 6)$, $(12, 3)$ y $(9, 3)$] para dos periodos diferentes (A y B): febrero de 1980-diciembre de 1982 y enero de 1983-diciembre de 1986. Como la prueba Granger-Wald que se presenta en Geweke, Meese y Warren (1983) sólo puede aplicarse a series estacionarias, se transformaron las variables originales usando:

μ_t = los residuos del ajuste lineal al logaritmo de la tasa mensual de crecimiento del INPC [es decir los residuos de la regresión $\log [(INPC_t - INPC_{t-1})/INPC_{t-1}] = a + bt$]; y

∂_t = los residuos del ajuste lineal al logaritmo de la media ponderadas de la diferencia absoluta entre precio relativo y precio relativo de equilibrio, D_t (es decir los residuos de la regresión $\log D_{t,t} = a + bt$)

y se contrastaron, para cada uno de los periodos, los siguientes dos grupos de hipótesis:

$$H_{1,0}: \mu_t \text{ no causa } \partial_t$$

$$H_{1,1}: H_{1,0} \text{ es falsa}$$

y

$$H_{II,0}: \partial_t \text{ no causa } \mu_t$$

$$H_{II,1}: H_{II,0} \text{ es falsa.}$$

$$H_{II,1}: H_{II,0} \text{ es falsa.}$$

$$H_{II,0}: \partial_t \text{ no causa } \mu_t$$

Para ello hubo que estimar las siguientes cuatro ecuaciones:

$$\begin{aligned} \text{I} \quad \mu_t &= \sum_s a_s \mu_{t-s} + \epsilon_t & s &= 1, 2, \dots, k \\ \text{II} \quad \mu_t &= \sum_s b_s \mu_{t-s} + \sum_s c_s \partial_{t-s} + \epsilon_t & s &= 1, 2, \dots, k \\ \text{III} \quad \partial_t &= \sum_s d_s \partial_{t-s} + \epsilon_t & s &= 1, 2, \dots, k \\ \text{IV} \quad \partial_t &= \sum_s e_s \partial_{t-s} + \sum_s f_s \mu_{t-s} + \epsilon_t & s &= 1, 2, \dots, k \end{aligned}$$

Cuadrado medio de los residuos para diferentes especificaciones de D_1 y $k = 4$

Periodo		A		B
Regresión I ($p = 8$)	n		n	
para $(k, l) =$				
(-5, 0)	32	0.10913*	38	0.07002
(5, 0)	28	0.11319	43	0.06973*
(12, 6)	27	0.11798	37	0.07149
(12, 3)	24	0.12237	40	0.07262
(9, 3)	27	0.11798	40	0.07262
Regresión II ($p = 16$)				
para $(k, l) =$				
(-5, 0)	32	0.06435	38	0.03972
(5, 0)	28	0.16751	43	0.08962
(12, 6)	27	0.12256	37	0.08686
(12, 3)	24	0.18464*	40	0.08198*
(9, 3)	27	0.18584	40	0.08914
Regresión III ($p = 8$)				
para $(k, l) =$				
(-5, 0)	32	0.01709	38	0.01236
(5, 0)	28	0.02814	43	0.01502
(12, 6)	27	0.01552	37	0.01044
(12, 3)	24	0.00004	40	0.00003*
(9, 3)	27	0.00004*	40	0.00003

<i>Periodo</i>		<i>A</i>		<i>B</i>
Regresión IV ($p = 16$) para (k, l) =				
(-5,0)	32	0.02011	38	0.01553
(5,0)	28	0.03262	43	0.01760
(12,6)	27	0.02401	37	0.01167
(12,3)	24	0.00005*	40	0.00003*
(9,3)	27	0.00005	40	0.00003

*Indica el valor mínimo

Cuadrado medio de los residuos para diferentes especificaciones de D_1 y $k = 6$

<i>Periodo</i>		<i>A</i>		<i>B</i>
Regresión I ($p = 8$) para (k, l) =				
	<i>n</i>		<i>n</i>	
(-5,0)	30	0.11024*	36	0.07239
(5,0)	26	0.12181	41	0.07151*
(12,6)	25	0.12141	35	0.07422
(12,3)	22	0.12301	38	0.07475
(9,3)	25	0.12141	38	0.07475
Regresión II ($p = 16$) para (k, l) =				
(-5,0)	30	0.05812*	36	0.03947*
(5,0)	26	0.15477	41	0.08404
(12,6)	25	0.07806	35	0.08802
(12,3)	22	0.15568	38	0.08145
(9,3)	25	0.20093	38	0.08615
Regresión III ($p = 8$) para (k, l) =				
(-5,0)	30	0.01658	36	0.01239
(5,0)	26	0.02404	41	0.01541
(12,6)	25	0.01378	35	0.01058
(12,3)	22	0.00004*	38	0.00003*
(9,3)	25	0.00004	38	0.00003
Regresión IV ($p = 16$) para (k, l) =				
(-5,0)	30	0.02021	36	0.01519
(5,0)	26	0.03110	41	0.01658
(12,6)	25	0.01689	35	0.01203
(12,3)	22	0.00005*	38	0.00003*
(9,3)	25	0.00006	38	0.00003

*Indica el valor mínimo

Cuadrado medio de los residuos para diferentes especificaciones de D_t y $k = 8$

Periodo		A		B
Regresión I ($p = 8$)	<i>n</i>		<i>n</i>	
para $(k, l) =$				
(-5,0)	28	0.11223	34	0.07530
(5,0)	24	0.11586	39	0.07230*
(12,6)	23	0.11639	33	0.07739
(12,3)	20	0.08769*	36	0.07554
(9,3)	23	0.11639	36	0.07554
Regresión II ($p = 16$)				
para $(k, l) =$				
(-5,0)	28	0.04847	34	0.03249
(5,0)	24	0.04707	39	0.08828
(12,6)	23	0.05250	33	0.07863
(12,3)	20	0.05615	36	0.06723*
(9,3)	23	0.04096*	36	0.08676
Regresión III ($p = 8$)				
para $(k, l) =$				
(-5,0)	28	0.01619	34	0.01273
(5,0)	24	0.02176	39	0.01533
(12,6)	23	0.01473	33	0.00978
(12,3)	20	0.00005	36	0.00002*
(9,3)	23	0.00004*	36	0.00003
Regresión IV ($p = 16$)				
para $(k, l) =$				
(-5,0)	28	0.01987	34	0.01266
(5,0)	24	0.02052	39	0.01686
(12,6)	23	0.01074	33	0.01007
(12,3)	20	0.00005	36	0.00003*
(9,3)	23	0.00004*	36	0.00003

*Indica el valor mínimo

Como puede apreciarse, el cuadrado medio de los residuos, en general, es menor cuando se usan 8 rezagos en las regresiones ($k = 8$) y cuando se supone que los precios de equilibrio son un promedio móvil de 9 observaciones pasadas y 3 futuras.

Los valores del estadístico J para cada una de las cuatro hipótesis se muestran en el siguiente cuadro. Recordando que el nivel de significancia es la probabilidad de rechazar la hipótesis considerada cuando en realidad es cierta, podemos interpretar el cuadro de la siguiente manera: durante el primer periodo, se rechazan al mismo tiempo H_{I_ϕ} y H_{U_ϕ} , de manera que la causalidad es simultánea a un nivel de significancia muy bajo; durante el segundo, o puede rechazarse la hipótesis que μ_t no causa d_t , pero sí la hipótesis que

Valor del estadístico J para diferentes hipótesis

	<i>Valor de J</i>	<i>Nivel de significancia</i>
Periodo A		
$H_{1,0}$	34.06	$4.0 \cdot 10^{-5}$
$H_{11,0}$	73.70	$7.8 \cdot 10^{-11}$
Periodo B		
$H_{1,0}$	7.71	0.5
$H_{11,0}$	20.50	$8.6 \cdot 10^{-3}$

∂_t no causa μ_t . Así, la evidencia apoya el argumento central de este trabajo: a partir de 1983, la dispersión de precios relativos ha causado la inflación y se ha constituido, por lo tanto, en un obstáculo de cualquier paquete deflacionario que no instrumente explícitamente políticas anti-inerciales.

Vale la pena destacar que los estadísticos Durbin-Watson de las regresiones que se usaron para calcular el estadístico J del cuadro anterior permiten rechazar, con un alto nivel de significancia, la hipótesis de autocorrelación de primer grado de los residuos. Si este no fuera el caso, habría razón para sospechar de la validez de la prueba, como lo explica Zellner (1979).

Apéndice 3

En este apéndice probamos el teorema enunciado en el texto. Por definición,

$$\Delta_{\text{INPC}_t} = A'_{nc,nc} \cdot \underline{\Delta P_t^{nc}} + A'_{c,nc} \cdot \underline{\Delta P_t^c}$$

donde $\underline{\Delta P_t^{nc}}$ y $\underline{\Delta P_t^c}$ están calculados con respecto al primer origen en el tiempo, es decir que:

$$\begin{aligned} \underline{\Delta P_t^{nc}} &= P_t^{nc} - P_0^{nc} & \text{y} \\ \underline{\Delta P_t^c} &= P_t^c - P_0^c \end{aligned}$$

Llamemos $\Delta_{\text{INPC}_t}^*$ la tasa de inflación en el momento t medida con respecto a otro origen (T). Es decir:

$$\Delta_{\text{INPC}_t}^* = A'_{nc,nc} \cdot \underline{\Delta P_t^{nc*}} + A'_{c,nc} \cdot \underline{\Delta P_t^{c*}}$$

donde:

$$\underline{\Delta P_t^{nc*}} = P_t^{nc} - P_T^{nc}$$

y

$$\Delta P_i^{c*} = P_i^c - \underline{P}_i^c$$

Existen dos matrices diagonales C_T^n ($n \times n$) y C_T^m ($m \times m$) tales que:

$$\begin{aligned} \underline{P}_i^{nc} &= C_T^n \cdot \underline{P}_0^{nc} \\ \underline{P}_i^c &= C_T^m \cdot \underline{P}_0^c \end{aligned} \quad y$$

Por lo tanto,

$$\Delta \underline{P}_i^{nc*} = \Delta \underline{P}_i^{nc} + [I - C_T^n] \cdot \underline{P}_0^{nc}$$

$$\Delta \underline{P}_i^{c*} = \Delta \underline{P}_i^c + [I - C_T^m] \cdot \underline{P}_0^c$$

y

$$\Delta \text{INPC}_i^* = \Delta \text{INPC}_{iL} + A'_{nc,nc} [I - C_T^n] \cdot \underline{P}_0^{nc} + A'_{c,nc} [I - C_T^m] \cdot \underline{P}_0^c$$

Esta ecuación puede describirse como:

$$\Delta \text{INPC}_i^* = \Delta \text{INPC}_i + K(T) \tag{A1}$$

donde $K(T)$ es una función lineal de T puesto que:

$$A'_{nc,nc} [I - C_T^n] \cdot \underline{P}_0^{nc} + A_{c,nc} [I - C_T^m] \cdot \underline{P}_0^c$$

depende solamente del origen T que se escoja. Con un argumento semejante se puede probar que:

$$\Delta \underline{P}_{cf}^* = \Delta \underline{P}_{cf} + L(T) \tag{A2}$$

$$\Delta \underline{P}_{ci}^* = \Delta \underline{P}_{ci} + M(T) \tag{A3}$$

Reemplazando las ecuaciones (A1), (A2) y (A3) en (1) vemos que ΔE^* es una transformación lineal de ΔE por lo que, si μ_{2t} es ruido blanco, μ_{2t} también lo es.

Bibliografía

Iberro, José L., José M. Córdoba y Eytan Sheshinski (1986), "On Measures of Dispersion of Relative Prices Under Inflation", El Colegio de México, México, mimeo.
 spe, Pedro y Herminio Blanco (1984), "Macroeconomic Uncertainty and Employment: The Case of Mexico", en Aspe y Sigmund (eds.) (1984).
 spe, Pedro y Paul E. Sigmund (eds.) (1984), *The Political Economy of Income Distribution in Mexico*, Holmes & Meier Publishers.
 xelrod (1984), *The Evolution of Cooperation*, Basic Books, New York.

- Blejer, Mario (1984), "Anatomía de la inflación: el comportamiento de los precios relativos en Argentina", en Blejer y colaboradores, *Inflación y variabilidad de los precios relativos*, CEMLA, México.
- Blanchard, Olivier J., (1983a), "Price Desynchronization and Price Level Inertia", en Dornbush, Simonsen (eds.) (1983).
- (1983b), "Inflexible Relative Prices and Price Level Inertia", NBER Working Paper, núm. 1147.
- Bomberger, W.A. y G.E. Makinen (1983), "The Hungarian Hyperinflation and Stabilization of 1945-1946", en *Journal of Political Economy*, octubre de 1983.
- Brunner, K. y A. Metzler (1981), *The Costs and Consequences of Inflation*, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, North Holland Publishing Co.
- Conover, W.J. (1980), *Practical Nonparametric Statistics*, John Wiley, Nueva York.
- Cukierman, Alex y Leonardo Leiderman (1984), "Relative Price Variability and Inflation in the Israeli Economy", en *Bank of Israel Economic Review*.
- Dornbusch Rudinger y M.H. Simonsen (eds.) (1983), *Inflation Debt and Indexation*, MIT Press.
- Frydman, Roman y Edmund S. Phelps (1983), *Individual Forecasting and Aggregate Outcomes: "Rational Expectations" Examined*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Garber, Peter M. (1982), "Transition from Inflation to Price Stability", en Brunner Metzler, (eds.), *Monetary Regimes and Protection*, Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, North Holland Publishing Co.
- Geweke, John, Richard Meese y Dent Warren (1983), "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems", en *Journal of Econometrics*, 21, pp. 161-194.
- Glejser, Herbert (1965), "Inflation, Productivity and Relative Prices: A Statistical Study", *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, febrero de 1965.
- Guerrero, Víctor Manuel (1984), "Medición de los efectos inflacionarios causados por algunas decisiones gubernamentales: teoría y aplicaciones del análisis de intervención", en Alain Ize, y Gabriel Vera (comps.), *La inflación en México: ensayos*, El Colegio de México, México.
- Hercowitz, Zvi (1982), "Money and Price Dispersion in the United States", en *Journal of Monetary Economics*.
- Leijonhufvud, Axel (1987), "¿Qué le ha sucedido a la economía keynesiana?", en *Estudios Económicos*, vol. 2, núm. 1, enero de 1987.
- Mussa, M. (1981), "Sticky Individual Prices and the Dynamics of the General Price Level", en Brunner y Metzler (1981).
- Nordhaus, W.D. y J.B. Shoven (1974), "A Technique for Analyzing and Decomposing Inflation", mimeo.
- Parks, Richard (1978), "Inflation and Relative Price Variability", en *Journal of Political Economy*.
- Patinkin, Don (1965), *Money Interest and Prices*, Harper and Row, Nueva York.
- Sargent, Thomas J. (1981), "Stopping Moderate Inflation: The Methods of Poincaré and Thatcher", mimeo.
- (1983), "The Ends of Four Big Inflation", en Robert Hall (ed.), *Inflation: Causes and Effects*, Chicago.
- Sheshinski, E. y Y. Weiss (1977), "Inflation and Costs of Price Adjustment", en *Review of Economic Studies*, pp. 287-303.
- (1983), "Optimum Pricing Policy Under Stochastic Inflation", en *Review of Economic Studies*, pp. 513-529.
- Taylor, J.B. (1980), "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", en *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1-23.
- Zellner, A. (1979), "Casualty and Econometrics", Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy (suplemento del *Journal of Monetary Economics*), vol. 10, pp. 9-54.