

INFLACIÓN Y PRECIOS RELATIVOS

Jorge Máttar
Inder J. S. Ruprah*

La inflación en México ha sufrido un proceso de aceleración durante los últimos años. Mientras que en la década de los sesenta el nivel de precios creció a una tasa promedio anual de 3.4%, en la de los setenta dicha tasa promedio era de 16.9%. Los efectos de la inflación en un país como México son en general indeseables; dos aspectos merecen especial atención: el deterioro en el poder de compra de la población y la pérdida de competitividad en los mercados internacionales. La política económica, entonces, se ha abocado a la tarea de contener el proceso inflacionario dentro de límites razonables.

Existe un gran número de explicaciones de la inflación: podemos, a costa de simplificar el análisis, distinguir dos corrientes alternativas; por una parte, tenemos la explicación monetarista, que tiene su auge en los años setenta en algunos países de Sudamérica y que parece subyacer, al menos en parte, en el tipo de medidas de política económica adoptadas por la presente Administración. La base intelectual del monetarismo tiene sus antecedentes en la teoría neoclásica. Hay dos consecuencias teóricas importantes que se desprenden del análisis neoclásico. Una, consiste en afirmar que si el nivel de la demanda agregada es mayor que la oferta agregada en general, y que si la oferta de dinero es mayor que la demanda de dinero en particular, entonces se garantiza un crecimiento del nivel de precios. En segundo término se afirma, que la inflación es independiente de las variaciones de los precios relativos, en lo cual abundamos más adelante.

La conclusión de política económica del modelo monetarista es simplemente adoptar cursos de ac-

ción tendientes a reducir la demanda agregada para satisfacer el equilibrio entre ésta y la oferta global. Además, para evitar "ineficiencias y distorsiones" en la asignación de recursos, tal política debería acompañarse por una liberación de precios.

La explicación alternativa del proceso inflacionario emana de la escuela estructuralista, la cual toma elementos teóricos del análisis kaleckiano-marxista. De acuerdo con este enfoque, aunque se reconoce un papel limitado de la demanda, se da mayor importancia a la variabilidad de precios relativos y a los desequilibrios sectoriales como fuentes de la aparición del proceso inflacionario. Entonces, esta corriente no niega que una reducción en la demanda agregada, si es lo suficientemente severa, reducirá la tasa de inflación, aunque quizá pudiera ser menos costoso en términos de pérdida de producto controlar precios y realizar ajustes racionales de acuerdo con criterios sociales.

En este artículo nos proponemos: 1) cuestionar teóricamente la proposición de que la inflación es independiente de la variación de los precios relativos y 2) estimar empíricamente la relación entre ambas variables en el periodo 1969-1982. La confirmación de tal relación nos llevaría a rechazar la hipótesis monetarista-neoclásica en favor del planteamiento estructuralista.¹ El trabajo se divide en tres partes. En la primera, revisamos las bases teóricas de la relación entre inflación y precios relativos; en la segunda, consideramos los aspectos de la información, hacemos una revisión de estudios anteriores y planteamos explícitamente nues-

¹ Es claro que la teoría estructuralista de la inflación es más compleja que la simple afirmación de que los precios relativos explican la inflación; véase Rodríguez (1980).

* Agradecemos la colaboración de Atenea Flores.

tra hipótesis. En la tercera y última discutimos los resultados obtenidos y sugerimos algunas implicaciones de política económica.

1. ASPECTOS TEÓRICOS

En esta sección revisamos críticamente el argumento neoclásico-monetarista de que la inflación es independiente de los precios relativos y analizamos la aseveración de que una condición necesaria para la existencia de la inflación es que la demanda agregada sea mayor que la oferta agregada. Además, discutimos los argumentos teóricos que llevan a afirmar que la inflación está relacionada positivamente con la variación en precios relativos y demostramos que puede haber inflación aun cuando la oferta y demanda globales estén en equilibrio.

La explicación monetarista de la inflación supone que el funcionamiento de la economía puede describirse a través de un sistema walrasiano de equilibrio general. En particular se supone que el modelo de la economía debería satisfacer la dicotomía clásica, que consiste en: 1) la separabilidad del modelo y 2) la satisfacción de la hipótesis de neutralidad del dinero. Esto último implica que al multiplicar todas las variables medidas en unidades monetarias por un escalar positivo deja el sistema en equilibrio, es decir, no hay ilusión monetaria.

La propiedad de separabilidad permite descomponer al sistema económico en dos subsistemas de ecuaciones, uno donde el dinero no aparece como argumento, determinándose los valores reales de las variables como producto y empleo; y otro, que contiene la oferta de dinero, determinando variables nominales como el nivel de precios. En esencia, esto implica que las variables reales son determinadas por variables reales: tecnología, gustos, precios relativos, etc., independientemente de la oferta de dinero. Ésta determina el nivel de precios. Cambios en la oferta monetaria determinan entonces la tasa general de inflación,² siendo ésta independiente de los cambios en precios relativos.³

² Para un análisis empírico de la hipótesis monetarista véase Ruprah (1983) en donde se rechaza rotundamente la existencia de una relación significativa entre inflación y crecimiento en la oferta monetaria.

³ En un sistema como el que se describe, la tasa de inflación no tiene entonces ningún efecto sobre variables reales. El hecho de que en realidad se observen efectos negativos de la inflación implica que "desafortunadamente" no vivimos en un mundo que pueda ser descrito por el sistema walrasiano.

Las ideas anteriores se pueden formalizar a través del siguiente sistema dinámico de ecuaciones.

$$\begin{pmatrix} \beta_{11}(L) & 0 \\ \beta_{21}(L) & \beta_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y \\ P \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11}(L) & 0 \\ 0 & \phi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Z \\ M \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{pmatrix}$$

donde

P es el nivel de precios,⁴

Y es el producto real,

Z es el vector que incluye gustos, tecnología, y precios relativos,

M es el acervo de dinero.⁵

$\beta_{ij}(L), \phi_{ij}(L)$ son polinomios en el operador de rezagos L .

$$\epsilon_i \sim N(0, \tau_{\epsilon}^2) \quad (i=1, 2) \quad \text{y} \quad E(\epsilon_1, \epsilon_2) = 0$$

1.1 Precios relativos e inflación

Un intento formal para demostrar la independencia entre el nivel de los precios y la variabilidad de los precios relativos se encuentra en Lucas (1973). Analizando el planteamiento de Lucas mostramos que relajando uno de los supuestos de su modelo, se viola la condición de independencia entre precios relativos e inflación.⁶

Lucas afirma que la diferencia entre el nivel general de precios y cada uno de los precios individuales es una variable aleatoria, es decir:

$$p_{it} = p_t + \epsilon_t \quad (2)$$

donde

p_{it} es el logaritmo del precio del bien i ,

p_t es el logaritmo del nivel general de precios,

ϵ_t es una variable aleatoria

⁴ De aquí en adelante, letras mayúsculas denotan niveles de variables y minúsculas denotan logaritmos naturales.

⁵ Notamos que si M fuera un vector que incluyera también precios relativos, entonces, en general: $E(\epsilon_1, \epsilon_2) \neq 0$.

⁶ La crítica al modelo de Lucas se basa en el análisis de Vining y Elwertowski (1976).

Además,

$$p_t \sim N(\bar{p}, \tau_p^2)$$

$$\epsilon_t \sim N(0, \tau_\epsilon^2)$$

$$\text{y } E(p_t \epsilon_t) = 0$$

de (2) tenemos

$$p_{it} - p_t = \epsilon_t$$

El término $p_{it} - p_t$ es el logaritmo del precio relativo (respecto al nivel general de precios) del bien i ; su variación alrededor de p_t es constante, e igual a la variancia τ_ϵ^2 de ϵ_t , y, por lo tanto, independientemente de la variabilidad τ_p^2 de p_t respecto de su media \bar{p} .

Expresando la ecuación de Lucas en primeras diferencias (tasas de crecimiento) podemos determinar la relación entre los cambios en el nivel general de precios y los cambios en la variabilidad de precios relativos:

$$(p_{it} - p_{i,t-1}) = (p_t - p_{t-1}) + (\epsilon_t - \epsilon_{t-1})$$

$$\left[(p_{it} - p_{i,t-1}) - (p_t - p_{t-1}) \right]^2 = (\epsilon_t - \epsilon_{t-1})^2$$

La esperanza matemática del lado izquierdo de la expresión anterior corresponde a la variancia de los cambios (periodo a periodo) $p_i - p_{it}$, en los precios relativos alrededor del nivel de inflación, $p_t - p_{t-1}$. Entonces, si como Lucas supone:

$$E(\epsilon_t, \epsilon_{t-1}) = 0,$$

entonces:

$$\begin{aligned} VAR(p_{i,t} - p_{i,t-1}) &= E(\epsilon_t - \epsilon_{t-1})^2 \\ &= 2E(\epsilon_t)^2 = 2\tau^2 = \gamma^2 \end{aligned}$$

es decir, la variabilidad en los precios relativos alrededor de la tasa general de inflación es una constante fija (γ) a través del tiempo y, por lo tanto, tal medida de dispersión es independiente de la tasa de inflación, o, dicho en otros términos, γ^2 es invariante a cambios en τ_p^2 .

El supuesto clave del modelo de Lucas que permite mostrar la independencia entre la variabilidad de precios relativos y la inflación es considerar que la variable aleatoria ϵ_t tiene variancia constante y/o no está autocorrelacionada en diferentes periodos. Relajando alguno de estos dos supuestos podemos observar que la variabilidad de precios relativos no es ya una constante y, por lo tanto, en general no es independiente de la tasa de inflación, al ser ésta la variable con respecto a la cual se mide la variabilidad. Dado que estamos midiendo las variables en un periodo, es razonable pensar que el supuesto de independencia de los errores no se cumple. Relajando este supuesto, la expresión (3) quedaría como sigue:

$$\begin{aligned} VAR(p_{it} - p_{i,t-1}) &= E(\epsilon_t - \epsilon_{t-1})^2 \\ &= E(\epsilon_t)^2 + E(\epsilon_{t-1})^2 - 2E(\epsilon_t \epsilon_{t-1}) \\ &= \tau_{\epsilon_t}^2 + \tau_{\epsilon_{t-1}}^2 - 2COV(\epsilon_t, \epsilon_{t-1}) \end{aligned}$$

Manteniendo el supuesto de media cero para ϵ_t y el de variancia homoscedástica tenemos finalmente:

$$VAR(p_{it} - p_{i,t-1}) = 2\tau_\epsilon^2 - 2COV(\epsilon_t, \epsilon_{t-1}) \quad (3)$$

La expresión anterior será, en general, diferente para distintos periodos, con lo cual podemos afirmar que la variabilidad de los precios relativos tomará valores diferentes también, en general, a través del tiempo, siendo ésta una predicción opuesta a las implicaciones del modelo de Lucas.

1.2 Demanda agregada e inflación

Seguiremos el análisis propuesto por Watcher (1976) con el objeto de contrastar la proposición de que un desequilibrio entre la oferta y la demanda globales es condición necesaria para que aumente el nivel general de precios.

De acuerdo con la Ley de Walras, un exceso general de la demanda de bienes debe compensarse con un exceso en la oferta de dinero, es decir:

$$\sum_{i=1}^n P_i X_i + M = 0 \quad (4)$$

donde

P_i es el precio del bien i
 X_i es el exceso de demanda por el bien i
 M es el bien $n + 1$ y corresponde al dinero
 $P_M = 1$

si $\sum_{i=1}^n P_i X_i > 0$, prevalece un exceso de demanda agregada.

Suponemos que la tasa de crecimiento del precio del bien i puede expresarse como una función del exceso de demanda del mismo sector o sea:

$$\dot{P}_i/P_i = K_i (Q_i^d - Q_i^s) / Q_i^s = K_i X_i / Q_i^s \quad (5)$$

donde

$\dot{P}_i = dP_i/dt$
 Q_i^d es la cantidad demandada del bien i
 Q_i^s es la cantidad ofrecida del bien i
 K_i es una constante positiva para cada bien que refleja el ajuste de precios en el desequilibrio entre oferta y demanda.

En el análisis neoclásico, $K_i = 1$ para todos los bienes, es decir, hay un ajuste de precios instantáneo y general que elimina las diferencias que pueden existir entre la oferta y la demanda.

El índice general de precios queda determinado, en términos contables, de la siguiente forma:

$$P_L = \sum_{i=1}^n Q_{oi} P_i / \sum_{i=1}^n Q_{oi} P_{oi} \quad (6)$$

donde Q_{oi} , P_{oi} son cantidad y precio del bien i en el año base.

P_L es el índice de precios de Laspeyres.

El incremento en el índice de precios P_L queda entonces definido como:

$$\dot{P}_L = \sum_{i=1}^n Q_{oi} \dot{P}_i / \sum_{i=1}^n Q_{oi} P_{oi} \quad (7)$$

Sustituyendo (5) en (7), obtenemos:

$$\dot{P}_L = \frac{\sum_{i=1}^n Q_{oi} P_i K_i X_i / Q_i^s}{\sum_{i=1}^n Q_{oi} P_{oi}}$$

$$\dot{P}_L = \sum_{i=1}^n K_i P_i X_i / \sum_{i=1}^n Q_{oi} P_{oi} \quad (8)$$

En donde la igualdad se cumple estrictamente cuando $Q_i^s = Q_{oi}$, es decir, cuando la cantidad ofrecida iguala al ponderador.

Puesto que $\sum_{i=1}^n Q_{oi} P_{oi} > 0$, para que \dot{P}_L sea positivo se requiere que $\sum_{i=1}^n K_i P_i X_i > 0$. Si $K_i = K$ para todo bien, entonces la condición para que $\dot{P}_L > 0$, es ahora:

$$K \sum_{i=1}^n P_i X_i > 0$$

o

$$\sum_{i=1}^n P_i X_i > 0$$

ya que

$$K > 0$$

Es decir, si $K_i = K$ para todo bien, un exceso en la demanda agregada es condición necesaria y suficiente para que el nivel general de precios aumente. Sin embargo, con $K_i \neq K_j$ ($i, j = 1, 2, \dots, n$), la condición deja de serlo y entonces la composición de la demanda desempeña un papel en la determinación de la tasa general de inflación, cuya importancia estará dada por los valores específicos de las K_i .⁷

⁷ En general, los estructuralistas destacan las diferencias que persisten entre los mercados agrícola y manufacturero, en donde, en particular los mecanismos de fijación de precios son muy diferentes. Véase J. Ros (1983).

Utilizando el modelo anterior, nos proponemos ahora demostrar que los precios pueden elevarse aun cuando el exceso de la demanda agregada sea igual a cero. Sin pérdida de generalidad y por motivos de exposición suponemos que la economía se puede dividir en dos sectores. En este caso, el índice de precios queda definido como:

$$P_L = \frac{Q_{o1} P_1 + Q_{o2} P_2}{Q_{o1} P_{o1} + Q_{o2} P_{o2}}$$

y la expresión (8) es ahora:

$$\dot{P}_L = \frac{K_1 P_1 X_1 + K_2 P_2 X_2}{Q_{o1} P_{o1} + Q_{o2} P_{o2}}$$

Si

$$P_1 X_1 + P_2 X_2 = 0,$$

es decir, no hay exceso de demanda, entonces:

$$\dot{P}_L = (K_1 - K_2) P_1 X_1 / (Q_{o1} P_{o1} + Q_{o2} P_{o2})$$

Con $K_1 - K_2 > 0$ se garantiza una tasa de inflación positiva, aun habiendo equilibrio entre la oferta y la demanda globales.

En resumen, hemos probado, por una parte, que los resultados de Lucas dependen críticamente de supuestos que son difícilmente sostenibles: relajando tales supuestos demostramos que la inflación y la variabilidad de precios relativos no son independientes. Por otra parte, demostramos que no es necesario que exista un desequilibrio entre oferta y demanda globales para que el nivel de precios aumente. Además, hemos señalado cómo los desequilibrios sectoriales en la economía pueden provocar un aumento en el nivel general de precios.

2. ANÁLISIS EMPÍRICO

La discusión de la sección anterior (en especial 1.1) sugiere la existencia de una relación positiva y significativa entre la variabilidad de los precios relativos y el nivel de inflación. Esto constituye la base de nuestra hipótesis y sugerimos la siguiente relación:

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \sum_0^n \beta_i VAR_{t-i} + \epsilon_t \quad (9)$$

donde

$$\epsilon_t = \sum_1^n \rho_i \epsilon_{t-i} + v_t$$

Δp_t es el nivel general de inflación en el periodo t

VAR_t es un índice de variabilidad de precios relativos en el tiempo t

$v_t \sim N(0, \tau_v^2)$ y ρ_i es aproximadamente igual al coeficiente de autocorrelación de orden i .

Además, se plantea la hipótesis nula $\beta_i > 0$, $\rho_i \neq 0$, para cuando menos alguna i .

Mientras que un índice de inflación puede calcularse utilizando la información contenida en fuentes oficiales, para estimar (9) es necesario construir una medida de variabilidad de precios relativos.

En esta sección hacemos una revisión de indicadores de la variabilidad de precios relativos propuestos en diferentes estudios empíricos. En el Cuadro 1 se encuentran los indicadores de variabilidad propuestos. Los estudios señalados utilizan el crecimiento porcentual del índice de precios al consumidor como un indicador de la inflación; difieren ligeramente en la medida empírica de la variabilidad de precios relativos y en la desagregación por sectores y grupos de bienes. Una observación importante es que en general los resultados obtenidos implican la existencia de una relación positiva entre inflación y variabilidad de precios relativos. Notamos, finalmente, que Vining y Elwertowski utilizan una medida no ponderada de la variabilidad de precios relativos. Existen razones para justificar el uso de un índice no ponderado, las cuales discutimos más adelante cuando nos abocamos a la tarea de definir el índice de variabilidad que usamos en este trabajo.

2.1 Limitaciones de la medida de variabilidad de precios relativos

Los indicadores de la variabilidad de precios relativos en el Cuadro 1 corresponden a expresiones (ligeramente modificadas) de la variancia (o la desviación estándar) de las tasas de crecimiento de los precios individuales respecto al nivel general de inflación. Existen varias observaciones referentes al tipo de indicador que se utiliza comúnmente en los trabajos mencionados, y que también son vá-

lidas para este trabajo (véase más adelante la definición que utilizamos).

CUADRO 1

Medidas de variabilidad de precios relativos

Autor	Indicador de la variabilidad
Fischer (1981)	$\sum_{i=1}^n w_{it} (\Delta p_{it} - \Delta p_t)^2 \quad t = \text{años}$
da Silva y Kadota (1981)	$\sum_{i=1}^n w_i (\Delta p_{it} - \Delta p_t)^2 \quad t = \text{meses}$
Vining y Elwertowski (1976)	$\sum_{i=1}^n (\Delta p_{it} - \Delta p_t)^2 / n \quad t = \text{años}$

w_{it} es el ponderador del bien o sector i en el periodo t .
 Δp_{it} es la tasa de crecimiento del precio del bien o sector i en el periodo t .
 Δp_t es la tasa general de inflación.

Nota. Los trabajos de Parks (1978) y Bléjer y Leiderman (1980) presentan cálculos de indicadores similares al de Fischer.

En primera instancia parecería más indicado medir la variabilidad a través de la consideración explícita de las relaciones de precios, calculando las desviaciones con respecto a algún valor "óptimo" de las mismas. Sin embargo, resulta difícil identificar aquel valor "óptimo" o de equilibrio en la relación de precios sin un modelo de equilibrio general para la economía, el cual, en teoría, proporcionaría las relaciones óptimas de precios.

Por otra parte, el índice de variabilidad no distingue entre cambios en precios relativos que son necesarios para una distribución óptima de recursos y cambios que producen ineficiencia en la distribución de recursos. Además, el indicador penaliza dos veces un cambio en los precios relativos que posteriormente se contrarresta. Es decir, si la tasa de inflación para una variable es inicialmente menor que el nivel general de inflación y después, para compensar, es mayor que la misma, la variabilidad es alta en cada periodo; si, por otra parte, hay una caída permanente en el precio relativo de un bien, este hecho se manifiesta una sola vez en la medida de variabilidad. En la proporción en que

pueden aproximarse cambios inapropiados en los precios relativos por cambios que después se compensan, la medida de variabilidad correctamente da mayor importancia a ese tipo de cambios que a los cambios permanentes.⁸

2.2 Midiendo la variabilidad de los precios relativos

En este trabajo, estimamos la variabilidad de los precios relativos y su relación con la tasa de inflación utilizando dos criterios de desagregación. En primer término, utilizamos las series de precios construidas en el Departamento de Economía del CIDE, en donde se elaboran índices de precios anuales para los siguientes conceptos: alimentos, manufacturas (excepto alimentos), bienes públicos (excepto petróleo), servicios privados y petróleo. La ventaja de considerar estas series es que se tienen estimaciones de las ponderaciones correspondientes a cada uno de los precios,⁹ lo cual nos permite construir indicadores ponderados y sin ponderar de su variabilidad respecto a la inflación, estimada como la tasa de crecimiento del deflactor implícito del PIB.

Por otra parte, existen series mensuales de precios elaboradas por el Banco de México. Es importante señalar que la estructura de ponderaciones utilizada data de muchos años y se mantienen fijas en periodos subsiguientes. Es por eso que calculamos un índice de variabilidad de precios relativos no ponderados utilizando para ello el índice nacional de precios al consumidor y su desagregación por concepto de gasto.

Como decíamos anteriormente, existen razones para justificar la validez del cálculo de una medida no ponderada de la dispersión de precios relativos: el efecto de la variabilidad de los precios relativos en la inflación se da no sólo en términos "contables", al considerar las ponderaciones relativas de cada sector o grupo de bienes, sino que también existe un efecto de los cambios en precios relativos que se da independientemente de la importancia relativa que tiene el valor agregado correspondiente a cada bien respecto al total. Este efecto puede explicarse mediante la respuesta diferenciada que los agentes económicos ofrecen al percibir algún

⁸ Fisher (1981).

⁹ La metodología empleada en la construcción de las series aparecerá publicada próximamente por el Departamento de Economía.

cambio en precios relativos que implique un deterioro en sus términos de intercambio. La respuesta tratará de contrarrestar la pérdida a través de mecanismos diversos (por ejemplo, demandas de incrementos de salarios por parte de los trabajadores e incrementos de precios por parte de sectores con poder de mercado para fijar precios). En general, la respuesta fructificará después de un intervalo de tiempo, observándose diferentes desfases de acuerdo con las características de los agentes, siendo el resultado más probable un incremento en el nivel general de precios, con una estructura de precios relativos alterada, al menos en el corto plazo. Entonces, la relación entre precios relativos e inflación será resultado de 1) cambios en la estructura de precios relativos *per se*, es decir, un efecto independiente y 2) cambios en los precios relativos ponderados, es decir, un efecto "contable".

Para propósitos empíricos, calculamos tres medidas de la dispersión de precios relativos, definidas como sigue:¹⁰

1) Utilizando las series de precios del CIDE

$$VAR1_t = \sum_{i=1}^5 W_i (\Delta p_{it} - \Delta p q_t)^2$$

$$VAR2_t = \sum_{i=1}^5 (\Delta p_{it} - \Delta p q_t)^2 / 5$$

donde

p_{it} es el precio del bien i en el año t ($t = 1968-1982$), los conceptos considerados son: alimentos, manufacturas, bienes públicos (excepto petróleo), servicios privados y petróleo.

W_i es la participación en el valor agregado total del sector i .

$p q$ es el deflactor implícito del PIB.

2) Utilizando las series de precios del Banco de México:

$$VAR3_t = \sum_{i=1}^8 (\Delta p_{it} - \Delta i p c)^2 / 8$$

donde

p_{it} es el precio del bien i en el semestre t ($t = 1970I-1982II$); los grupos de bienes consi-

¹⁰ Las estimaciones de los índices de variabilidad se encuentran en el Apéndice, al final de este trabajo. Se usaron los programas de computadora elaborados por Gerardo Aceituno.

derados corresponden a la clasificación por objeto del gasto.

$i p c$ es el índice nacional de precios al consumidor.

Se estimaron ecuaciones de regresión relacionando la medida de variabilidad con la tasa de inflación correspondiente. En particular, cabe destacar que los resultados de las regresiones entre $VAR1$ y $\Delta(p q)$ y entre $VAR2$ y $\Delta(p q)$ arrojan resultados similares,¹¹ lo cual tiende a reforzar el argumento expuesto líneas arriba cuando discutíamos la importancia de construir una medida no ponderada de la variabilidad de los precios relativos. En la siguiente sección, discutimos y analizamos las características más importantes de los resultados obtenidos.

3. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS Y CONCLUSIÓN

Las Gráficas 1 y 2, junto con las ecuaciones que acompañan a las mismas, resumen los resultados obtenidos del análisis de la relación entre el nivel de inflación y la variabilidad de los precios relativos. De las regresiones estimadas se desprende que no podemos rechazar la hipótesis de que existe una relación positiva y significativa entre ambas variables y, por lo tanto, la hipótesis neoclásico-monetarista discutida al inicio de este trabajo no parece corroborarse para el caso de México.

En ambas gráficas podemos observar que, en general, los picos en el índice de variabilidad de los precios relativos ocurren en los mismos periodos que en el nivel de inflación. Notamos que después de cada pico en la tasa de inflación, ésta, aunque se desacelera, nunca vuelve a niveles previos al pico. Este hecho pudiera implicar que cada *shock* de cambios en precios relativos aumenta de manera permanente la tasa de inflación.

Es interesante analizar tres máximos locales en particular; cada uno corresponde a tasas de inflación relativamente altas, en 1974, 1977 y 1982.

Al primer pico, en gran medida fruto de las condiciones internacionales que prevalecían en ese año, corresponde un aceleramiento en las medidas de variabilidad calculadas.

¹¹ Se estimaron regresiones con diferentes estructuras de rezagos, obteniéndose resultados poco significativos. Las tres ecuaciones de regresión se estimaron entonces utilizando valores contemporáneos de las variables contempladas.

GRÁFICA 1

Inflación y variabilidad de precios relativos sectorial

$$R-1) \Delta pq = 9.43 + 0.25 VAR1 \quad R^2 = 0.69 \quad \rho_1 = 0.38$$

(4.16) (5.29)

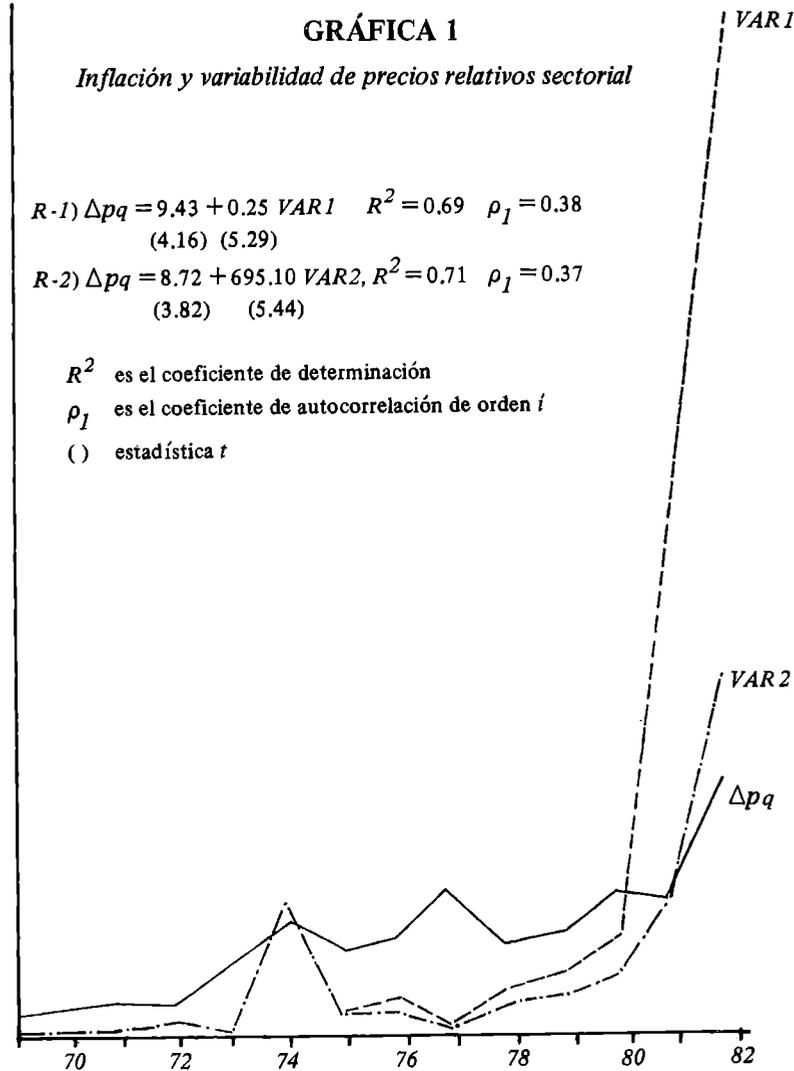
$$R-2) \Delta pq = 8.72 + 695.10 VAR2, \quad R^2 = 0.71 \quad \rho_1 = 0.37$$

(3.82) (5.44)

R^2 es el coeficiente de determinación

ρ_1 es el coeficiente de autocorrelación de orden 1

() estadística t



El segundo pico en la tasa de inflación ocurre en 1977. Observamos que aparentemente existe una incongruencia entre la variabilidad de los precios por sectores y la variabilidad de los precios según objeto del gasto, ya que parecen variar en sentido opuesto. Sin embargo, examinando detenidamente la Gráfica 2, podemos notar que la devaluación de septiembre de 1976 provocó un aumento en $VAR3$; sin embargo, la variabilidad se reduce inmediatamente después, es decir, la inflación se generaliza en todos los grupos de bienes. Por otra parte, en la Gráfica 1, donde se tienen cifras anuales, se observa una ligera disminución en el índice de variabilidad cuando la inflación se acelera; es

decir, la devaluación parece no afectar, después de todo, a la estructura de los precios relativos.¹²

Notamos que el mismo efecto se observa en 1982, lo que sugiere una posible desaceleración de la tasa de inflación en 1983, aunque manteniéndose en un nivel mayor al promedio de 1981. Además, en la medida en que la política de liberalización de precios (junto con una tasa de inflación alta) aumente la variabilidad de los mismos, esta variabilidad tal vez reduzca la tendencia a la baja de la tasa de inflación.

¹² Para un análisis detallado de las condiciones específicas que explican el aceleramiento de la inflación en los años señalados, véase Ros (1983).

GRÁFICA 2

Inflación y variabilidad de precios relativos según clasificación por objeto del gasto



$$R-3) \Delta ipc = 2.84 + 0.62 VAR3 \quad R^2 = 0.35 \quad \rho_1 = 0.20 \quad \rho_2 = 0.38$$

(2.21) (3.59)

En resumen y para concluir, nuestros resultados globales tienden a rechazar las hipótesis del modelo monetarista, en favor de la explicación estructuralista. El hecho de que en las regresiones se obtenga una variación no explicada de la inflación ($1-R^2$) relativamente alta es congruente con el modelo estructuralista, en donde factores adicionales a la variabilidad de precios relativos contribuyen a la explicación del proceso inflacionario. En un trabajo futuro pretendemos profundizar el análisis de la relación entre precios relativos e inflación, tratando de identificar aquellos grupos de bienes o sectores cuyos precios sean relativamente más volátiles. Además, se tratará de identificar variables adicionales cuya inclusión en el análisis proporcione elementos para lograr una mejor explicación de la inflación.

Una sugerencia de política económica, contraria a la liberalización de precios y a la contracción de la demanda (con el riesgo de provocar estagflación) pudiera estar encaminada a un control flexible de precios, con ajustes de acuerdo con criterios diversos, como por ejemplo los costos sociales implícitos en tales medidas.

APÉNDICE

En este apéndice presentamos las estimaciones del índice de variabilidad de los precios relativos. *VAR1* y *VAR2* se construyeron utilizando las series de precios elaboradas en el CIDE.

La única diferencia entre *VAR1* y *VAR2* es que el primer índice se ponderó con las estimaciones de los valores agregados correspondientes a cada serie de precios.

VAR3 se calculó utilizando la clasificación del Banco de México, en donde el índice nacional de precios al consumidor se descompone en grupos de bienes y servicios según el objeto de gasto: Alimentos, Bebidas y tabaco, Ropa, Calzado y accesorios, Vivienda, Muebles y accesorios domésticos, Salud, Transporte, Educación y esparcimiento y otros servicios. Se calcularon los índices de precios semestrales para el periodo 1970I a 1982II sin ponderar.

CUADRO 2

Índices de variabilidad de precios relativos

Periodo	VAR1	VAR2 (x 1000)	Periodo	VAR3 (x 1000)
1969	0.40	0.05		
1970	0.61	0.05	1970	II 1.69
				I 6.39
1971	1.45	1.10	1971	II 1.43
				I 1.07
1972	1.95	1.80	1972	II 4.15
				I 10.23
1973	1.34	1.26	1973	II 12.42
				I 104.01
1974	24.08	24.40	1974	II 8.59
				I 25.94
1975	3.80	3.30	1975	II 6.89
				I 18.19
1976	4.4	3.50	1976	II 15.04
				I 11.50
1977	0.86	0.31	1977	II 16.42
				I 13.42
1978	6.30	4.62	1978	II 9.32
				I 11.15
1979	10.21	6.49	1979	II 10.25
				I 18.39
1980	17.30	10.01	1980	II 19.07
				I 9.73
1981	83.06	24.53	1981	II 11.45
				I 111.07
1982	186.97	64.23	1982	II 48.24

BIBLIOGRAFÍA

- Blejer, M. y Leiderman, L. (1980), "On the real effects of inflation and relative price variability: some empirical evidence", *Review of Economics and Statistics*, Noviembre de 1980.
- Banco de México (1972), Índice Nacional de Precios al Consumidor. Compendio metodológico.
- Da Silva y Kadota (1981), "Inflação e Preços Relativos: Medidas de Dispersão" FEA/USP, mimeo, julio de 1981.
- Fischer, S. C. (1981), "Relative shocks, relative price variability and inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*: 2.
- Lucas, R. (1973), "Some international Evidence on output-inflation tradeoffs", *American Economic Review*, septiembre de 1973.
- Parks, R. W. (1978), "Inflation and relative price variability", *Journal of Political Economy*, febrero de 1978.
- Rodríguez, O. (1980), *La teoría del subdesarrollo de la CEPAL*, México, Siglo XXI, 1980.
- Ros, J. (1983), "El proceso inflacionario en México 1970-1982", CIDE, mimeo.
- Ruprah, I. J. S. (1983), "¿Es la inflación siempre y en todo lugar un fenómeno monetario?", CIDE, mimeo.
- Vining, P. y Elwertowski, D. (1976), "The relation between relative prices and the general price level", *American Economic Review*, septiembre de 1976.
- Wachter, S. (1976), *Latin American Inflation*, Toronto, Lexington Books.