

## **Control de precios y variabilidad de los precios relativos en México: un enfoque de multimercados**

*Raúl Anibal Feliz  
y Grocio Soldevilla Canales\**

### INTRODUCCIÓN

**E**l objetivo de este ensayo es determinar, mediante un enfoque de multimercados, el efecto de la política de control de precios de México en la dispersión de los precios relativos. El modelo de multimercado, originalmente desarrollado por Lucas (1972, 1973) y Barro (1976), combina las hipótesis de flexibilidad de precios e información imperfecta en la determinación de los precios relativos de equilibrio de la economía (equilibrio general) o de un subconjunto de ella.

En este modelo la distribución de equilibrio de los precios relativos es independiente de las variaciones anticipadas de la oferta monetaria o de la inflación. Sólo las sorpresas, efectos no anticipados, de esas variables afectan los precios relativos, lo cual es consecuencia de la hipótesis de información imperfecta. Sin información perfecta los agentes confunden parcialmente perturbaciones monetarias con perturbaciones reales.

En México no todos los precios son determinados por las funciones de oferta y/o demanda en cada mercado. Aproximadamente 35% de los bienes y servicios cuyos precios forman parte del índice nacional de precios al consumidor (INPC) tienen precios regulados por el gobierno.<sup>1</sup>

La política de control de precios le permite al gobierno alterar el precio relativo (índice) de los bienes controlados y no controlados y, en consecuencia, la asignación de recursos entre ambos grupos.

Alex Cukierman y Leonardo Leiderman (1984) (C y L, de aquí

\* Los autores son investigadores del Centro de Investigación y Docencia Económicas.

<sup>1</sup> Entre los objetivos de la política de control de precios cabe destacar: a) la regulación de utilidades de empresas monopólicas; muchas de ellas de propiedad pública, y b) conservar la capacidad adquisitiva de bienes y servicios básicos de los salarios.

en adelante) analizan los efectos que la política de control de precios podría tener en los precios relativos de los bienes libres. Asimismo, demuestran que la distribución de equilibrio de estos precios no es independiente de la política de control de precios adoptada. Esto es resultado directo de la homogeneidad de grado cero en los precios y en la cantidad de dinero de las funciones de exceso de demanda del modelo de multimercados. Incrementos anticipados de la oferta monetaria superiores o inferiores al de los precios controlados afectan los precios relativos de los bienes libres.

Según este enfoque la dispersión de los precios relativos de los bienes libres es función de: *i*) las perturbaciones reales de la oferta y la demanda; *ii*) las variaciones no anticipadas de la oferta monetaria, y *iii*) la diferencia anticipada entre la variación de la oferta monetaria y la de los precios controlados.

Aspe y Blanco (1984) evaluaron la pertinencia empírica de las hipótesis de la NEC en México durante los años setenta y principios de los ochenta. Su metodología consiste en una regresión de la dispersión de los precios relativos (medida por su variancia transversal) respecto a la inflación no anticipada y anticipada. Para estos autores hay una significativa asociación entre la variancia de los precios relativos, medida sin distinguir los precios controlados de los libres, y la inflación anticipada. Palerm (1986) y Alberro (1988) obtienen resultados similares. Esto aparentemente contradice las hipótesis de la NEC. La misma metodología es aplicada por dichos autores a una medida restringida de la dispersión de precios relativos. Sólo se utilizan precios libres. En este caso Aspe y Blanco reportan resultados ambiguos, y Palerm otros que apoyan los del caso anterior.

En el presente ensayo se evalúan las predicciones de modelo de C y L en México durante el periodo 1983-1989. A diferencia de los estudios anteriores acerca de México, éste incorpora explícitamente el efecto del control de precios en la dispersión de los precios relativos de los bienes no controlados. Los resultados obtenidos no contradicen las predicciones del modelo de C y L. No obstante, los ajustes de las ecuaciones no fueron completamente satisfactorios.

Este ensayo consta de tres secciones: en la primera se revisa y analiza el modelo de multimercados de C y L; en la segunda se describen los resultados obtenidos en las estimaciones del modelo, y en la última se resumen las principales conclusiones. Hay tres modelos: el primero detalla la solución del modelo, el segundo describe la metodología de construcción de las variables y las fuentes de información, y el tercero establece la clasificación de los productos del INPC.

## I. MODELO DE CUKIERMAN Y LEIDERMAN DE MULTIMERCADOS

### 1. Modelo de multimercados

Las cantidades ofrecidas y demandas en cada uno de los mercados de productos no sujetos a control de precios se obtienen de las siguientes funciones:

$$Y_t^d(v) = -\Psi(v) (P_t(v) - E[Q_t | I_t(v)]) + \alpha (M_t - E[Q_t | I_t(v)]) = \omega_t^d(v); \Psi(v) \geq 0 \quad (1a)$$

$$Y_t^o = \varphi(v) (p_t(v) - E[Q_t | I_t(v)]) + \omega_t^o(v) \varphi(v) \geq 0 \quad (1b)$$

En ellas todas las variables se expresan en logaritmos naturales.  $Y_t^d(v)$ ,  $Y_t^o$  y  $p_t(v)$  es la cantidad demandada, ofrecida, y el precio del bien  $v$ .  $M_t$  es la oferta monetaria y  $Q_t$  el nivel general de precios. Las variables  $\omega_t^d$  y  $\omega_t^o$  son perturbaciones estocásticas de las funciones de oferta y demanda. Los parámetros  $\Psi(v)$  y  $\varphi(v)$  son las elasticidades precio de la demanda y la oferta del bien  $v$ .  $\alpha$  es la elasticidad riqueza de la demanda.  $E[Q_t | I_t(v)]$  es el operador de esperanza matemática condicionada y  $I_t(v)$  el conjunto de información de los agentes en el mercado  $v$ .  $Q_t$  el nivel general de precios es, por definición, un promedio ponderado de todos los precios:

$$Q_t = \sum_v v(v) p_t(v) + v(c) P_t(c) \quad (2)$$

$$\sum_v v(v) + v(c) = 1$$

en el que  $v(v)$  es la ponderación del bien  $v$  y  $v(c)$  es la suma de las ponderaciones de los productos controlados.  $P_t(c)$  es el precio (agregado) de los bienes controlados.

En cada mercado los agentes disponen de la siguiente información sobre las condiciones de la economía: *i*) el precio de equilibrio del mercado, los parámetros de las funciones de oferta y demanda de cada mercado y el precio de los bienes controlados; *ii*) las propiedades estocásticas de las perturbaciones reales de oferta y demanda. Éstas se suponen independientes entre mercados y a través del tiempo. La variable  $\omega_t = \omega_t^d - \omega_t^o$  se distribuye normalmente con media cero y variancia  $\sigma^o$ ; *iii*) la regla de política monetaria asume la siguiente forma autorregresiva:

$$\Delta M_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j \Delta M_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

en la que  $N$  es el orden de autorregresión de  $\Delta M_t$ . La variable  $\varepsilon_t$  representa a las innovaciones o sorpresas monetarias de política monetaria, y se distribuye independientemente de las perturbaciones reales y de acuerdo con una distribución normal de media cero y variancia  $\sigma_\varepsilon$ . Todo lo anterior forma parte del conjunto de información de los agentes en el mercado  $v$ :

$$I_t(v) \equiv \{(\varphi(v), \psi(v)), \alpha, \sigma_\omega, (\beta_j)_{j=1}^N, (\Delta M_{t-j})_{j=1}^N, \sigma_\varepsilon, P_t(c), P_t(v)\}$$

Excepto por el precio de equilibrio, este conjunto es idéntico en los otros mercados. De la definición de  $I_t(v)$  y utilizando las ecuaciones 1a, 1b, 2 y 3 se obtiene (véase el apéndice 1) la siguiente solución para el precio de equilibrio del mercado  $v$ :

$$P_t(v) = \frac{\alpha \lambda(v) v(c)}{v(c) + \alpha \kappa \lambda_m} [M_{t-1} + \mu_t - P_t(c)] + \frac{(1 - \theta \kappa) \lambda(v) + \kappa \theta \lambda_m}{1 - \kappa \theta + \alpha \theta \kappa \lambda_m} [\alpha \varepsilon_t + \omega_t(v)] + \zeta_t \quad (4)$$

en la que  $\mu_t$  representa<sup>2</sup> el componente anticipado de las variaciones de la oferta monetaria.  $\kappa$  es la participación acumulada de los bienes no controlados en el índice general de precios.  $\theta = \sigma_\varepsilon / (\sigma_\varepsilon + \sigma_\omega)$  y  $\lambda(v) = 1 / (\psi(v) + \varphi(v))$ .  $\lambda_m$  es un promedio ponderado de  $\lambda(v)$ .  $\zeta_t$  que afecta por igual a todos los precios libres.<sup>3</sup>

$$^2 \mu_t = \sum_{i=1}^N \beta_i \Delta M_{t-i}$$

$$^3 \zeta_t = \frac{\alpha \kappa \lambda_m (M_{t-1} + \mu_t) + v(c) P_t(c)}{\alpha \kappa \lambda_m + v(c)}$$

## 2. Variabilidad de los precios relativos

Por definición, el nivel promedio de los precios libres  $Q_t^L$  se expresa como sigue:

$$Q_t^L = \sum_v \frac{v(v)}{\kappa} P_t(v) \quad (5)$$

De esta identidad y de la ecuación (4) se obtiene el precio relativo de cualquier bien libre:

$$P_t^L(v) - Q_t^L = \frac{\alpha v(c) (\lambda(v) - \lambda_m)}{\alpha \kappa \lambda_m + v(c)} [M_{t-1} + \mu_t - P_t(c)] + \frac{(1 - \kappa \theta) (\lambda(v) \lambda_m) \alpha}{1 - \kappa \theta + \alpha \kappa \lambda_m \theta} \varepsilon_t + \frac{(1 - \kappa \theta) \lambda(v) \kappa \theta \lambda_m}{1 - \kappa \theta + \alpha \kappa \lambda_m \theta} \omega_t \quad (6)$$

De esta ecuación se deducen directamente los canales mediante los cuales las políticas monetarias y de control de precios afectan la dispersión de los precios relativos de los bienes no controlados:

1) Sin control de precios ( $v(c) = 0$  y  $\kappa = 1$ ) sólo las variaciones no anticipadas de la oferta monetaria afectan a los precios relativos. Éste es el caso estudiado por Lucas (1973) y Barro (1976). Dicho efecto desaparece cuando  $\sigma_\varepsilon \rightarrow \infty$  y  $\theta \rightarrow 1$ . Cuando esto sucede toda la variación observada en los precios se atribuye a factores monetarios.

2) Con control de precios ( $v(c) \neq 0$ ) la variable  $M_{t-1} - P_{t-1}(c) + \mu_t - \Delta P_t(c)$  afecta en general a los precios relativos. Se trata de un efecto anticipado que sólo desaparece cuando las elasticidades precio de la oferta y la demanda son iguales en todos los mercados.

**Cuadro 1. Estadísticos descriptivos de las variables del modelo**

Var:	Periodos	Media	D. Est.	Coeficientes de correlación				
				$V_t^\pi$	$\Delta Q_t^L$	$\Delta P_t(c)$	$\Delta M1_t$	$\Delta M4_t$
$V_t^\pi$	83 <sub>ii</sub> -87 <sub>xii</sub>	18.75	12.57	1.00	0.38	0.31	-0.06	0.03
$\Delta Q_t^L$		5.20	1.76		1.00	0.62	0.42	0.63
$\Delta P_t(c)$		5.48	2.57			1.00	0.37	0.45
$\Delta M1_t$		4.74	2.86				1.00	0.47
$\Delta M4_t$		5.42	2.10					1.00
$V_t^\pi$	88 <sub>i</sub> -89 <sub>xii</sub>	15.01	10.93	1.00	0.74	0.73	0.47	0.25
$\Delta Q_t^L$		2.75	2.99		1.00	0.88	0.43	0.55
$\Delta P_t(c)$		2.05	3.92			1.00	0.29	0.33
$\Delta M1_t$		3.52	3.74				1.00	0.62
$\Delta M4_t$		3.73	2.25					1.00

FUENTE: Banco de México.

La dispersión de los precios relativos se obtiene de la siguiente definición:

$$\sigma_t^2 = \sum_v \frac{v(v)}{\kappa} [p_t^L(v) - Q_t^L]^2 \quad (7)$$

que combinada con la ecuación 6, determina:<sup>4</sup>

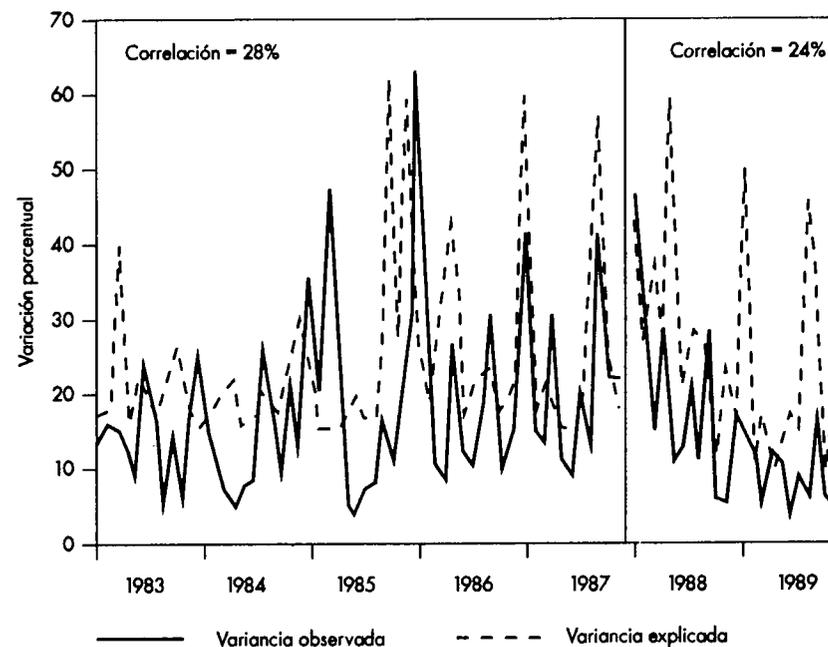
$$C_0 \equiv \frac{[\lambda_m^2 + (1 - \kappa \theta)^2 V(\lambda)] \sigma_w^2}{[1 - \theta \kappa (1 - \alpha \lambda_m)]^2} \quad C_1 \equiv \frac{\alpha^2 (1 - \kappa \theta)^2 V(\lambda)}{[1 - \theta \kappa (1 - \alpha \lambda_m)]^2}$$

$$C_2 \equiv \left[ \frac{\alpha v(c)}{\alpha \kappa \lambda_m + v(c)} \right]^2 V(\lambda) \quad C_3 \equiv \frac{2 \alpha^2 v(c) (1 - \theta \kappa) V(\lambda)}{[\alpha \kappa \lambda_m + v(c)] [1 - \theta \kappa (1 - \alpha \lambda_m)]}$$

$v(\lambda) = \sum_v (u(v)/\kappa) (\lambda(v) - \lambda(m))^2$  es una medida de la dispersión de las elasticidades precio de las funciones de oferta y demanda.

$$\sigma_t^2 = C_0 + C_1 \varepsilon_t^2 + C_2 [M_{t-1} + \mu_t - \Delta P_t(c)]^2 + C_3 \varepsilon_t [M_{t-1} + \mu_t - \Delta P_t(c)] \quad (8)$$

**Gráfica 1. Variancia observada y explicada por el modelo de la inflación de los bienes no controlados**  
 $\Delta M_t = \Delta M_t^1$



II. ESTIMACIONES DEL MODELO

La dispersión de los precios relativos de los bienes no controlados se calculó con la siguiente fórmula:

$$V_t^\pi = \sum_v \frac{v(v)}{\kappa} [\Delta p_t^L(v) - \Delta Q_t^L]^2 \quad (9)$$

Esta expresión, que sólo mide las variaciones de corto plazo de los precios relativos (Fisher, 1983), es la variancia transversal de las tasas de inflación de los bienes libres. Dicha variancia se

**Cuadro 2. Variabilidad de los precios relativos no controlados y oferta monetaria (M1) en México<sup>a</sup>**

83 <sub>II</sub> -89 <sub>XII</sub>	Log (verosimilitud) = 525.93	$Q_M = 19.20$	$Q_{V\pi} = 13.51$
$\Delta M_t =$	2.666 + 0.161 $\Delta M_{t-1}$ +	0.235	$\Delta M_{t-2} + \varepsilon_t$
	(0.660) (0.107)	(0.104)	
$V_t^{\pi} =$	15.076 + 0.182 $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2$ +	0.193	$(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1})^2$
	(1.033) (0.073)	(0.060)	
	+ 0.284 $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1}) + \xi_t$		
	(0.106)		
83 <sub>II</sub> -87 <sub>XI</sub>	Log (verosimilitud) = 366.33	$Q_M = 20.19$	$Q_{V\pi} = 13.70$
$\Delta M_t =$	3.160 + 0.157 $\Delta M_{t-1}$ +	0.185	$\Delta M_{t-2} + \varepsilon_t$
	(0.893) (0.126)	(0.129)	
$V_t^{\pi} =$	15.133 + 0.188 $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2$ +	0.253	$(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1})^2$
	(2.036) (0.117)	(0.156)	
	+ 0.278 $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1}) + \xi_t$		
	(0.228)		
88 <sub>I</sub> -89 <sub>XII</sub>	Log (verosimilitud) = 145.06	$Q_M = 6.39$	$Q_{V\pi} = 10.33$
$\Delta M_t =$	1.779 + 0.192 $\Delta M_{t-1}$ +	0.272	$\Delta M_{t-2} + \varepsilon_t$
	(1.069) (0.206)	(0.206)	
$V_t^{\pi} =$	8.809 + 0.188 $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2$ +	0.222	$(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1})^2$
	(2.871) (0.130)	(0.053)	
	+ 0.311 $(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1}) + \xi_t$		
	(0.130)		

<sup>a</sup> Las desviaciones estándares se registran entre paréntesis.  $Q$  es el estadístico Box-Pierce de autocorrelación evaluado para 12 rezagos. El orden de autorregresión de las variaciones de la oferta monetaria se eligió utilizando el criterio de Información de Akaike.

**Cuadro 3. Variabilidad de los precios relativos no controlados y oferta monetaria (M4) en México<sup>a</sup>**

	83 <sub>II</sub> -87 <sub>XII</sub> Log (verosimilitud) = 477.46		$Q_M = 20.77$	$Q_{V,\pi} = 9.57$
$\Delta M_t =$	1.83 (0.493)	+ 0.485 (0.097)	$\Delta M_{t-1}$	+ $\Delta M_{t-2} + \varepsilon_t$ (0.097)
$V_t^2 =$	15.008 (1.546)	+ 0.379 (0.216)	$(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2$	+ $(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1})^2$ (0.078)
	+ 0.348 (0.139)	$(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1}) + \xi_t$		
	83 <sub>II</sub> -87 <sub>XII</sub> Log (verosimilitud) = 325.50		$Q_M = 17.76$	$Q_{V,\pi} = 6.47$
$\Delta M_t =$	1.119 (0.749)	+ 0.442 (0.141)	$\Delta M_{t-1}$	+ $\Delta M_{t-2} + \varepsilon_t$ (0.153)
$V_t^2 =$	13.358 (1.141)	+ 0.960 (0.433)	$(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2$	+ $(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1})^2$ (0.178)
	+ 0.860 (0.419)	$(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1}) + \xi_t$		
	88 <sub>I</sub> -89 <sub>XII</sub> Log (verosimilitud) = 155.03		$Q_M = 4.66$	$Q_{V,\pi} = 5.69$
$\Delta M_t =$	1.810 (0.769)	+ 0.535 (0.154)	$\Delta M_{t-1}$	+ $\Delta M_{t-2} + \varepsilon_t$ (0.144)
$V_t^2 =$	9.963 (2.348)	+ 0.492 (0.177)	$(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2$	+ $(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1})^2$ (0.102)
	+ 0.197 (0.127)	$(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1}) + \xi_t$		

<sup>a</sup> Las desviaciones estándares se registran entre paréntesis.  $Q$  es el estadístico Box-Pierce de autocorrelación evaluado para 12 rezagos. El orden de autorregresión de las variaciones de la oferta monetaria se eligió utilizando el criterio de Información de Akaike.

**Cuadro 4. Resultados de las pruebas de hipótesis<sup>a</sup>**

Variables	Periodos	Razones de verosimilitud	
		$H_0 (C_2 = C_3 = 0)$	$H_0 (\rho = 0)$
$V_t^\pi, \Delta M1_t$	83 <sub>ii</sub> -89 <sub>xiii</sub>	11.250*	2.320
	83 <sub>ii</sub> -87 <sub>xi</sub>	2.955	2.071
	88 <sub>ii</sub> -89 <sub>xiii</sub>	15.045*	0.052
$V_t^\pi, \Delta M1_t$	83 <sub>ii</sub> -89 <sub>xiii</sub>	7.287*	1.007
	83 <sub>ii</sub> -87 <sub>xi</sub>	9.310*	0.958
	88 <sub>ii</sub> -89 <sub>xiii</sub>	2.686	0.746

<sup>a</sup> Las hipótesis nulas  $H_0$  se evaluaron según la siguiente expresión:  $-2 \log [\text{Máx } L(H_0) / \text{Máx } L(H_1)]$  en la que  $\text{Máx } L(H_1)$  es el valor máximo de la función de verosimilitud bajo la hipótesis  $H_1$ .  $H_1$  es la hipótesis alternativa.

\* Indica que  $H_0$  se rechaza con 5% de confianza.

calculó (véase el apéndice 2) utilizando información del índice nacional de precios al consumidor (INPC) durante el periodo 1983-1989, y en ella se emplearon las observaciones mensuales. En las gráficas 1 y 2 se observa el comportamiento de esta variable.

Las ecuaciones 3, 6 y 9 determinan el siguiente modelo de ecuaciones simultáneas:

$$\Delta M_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

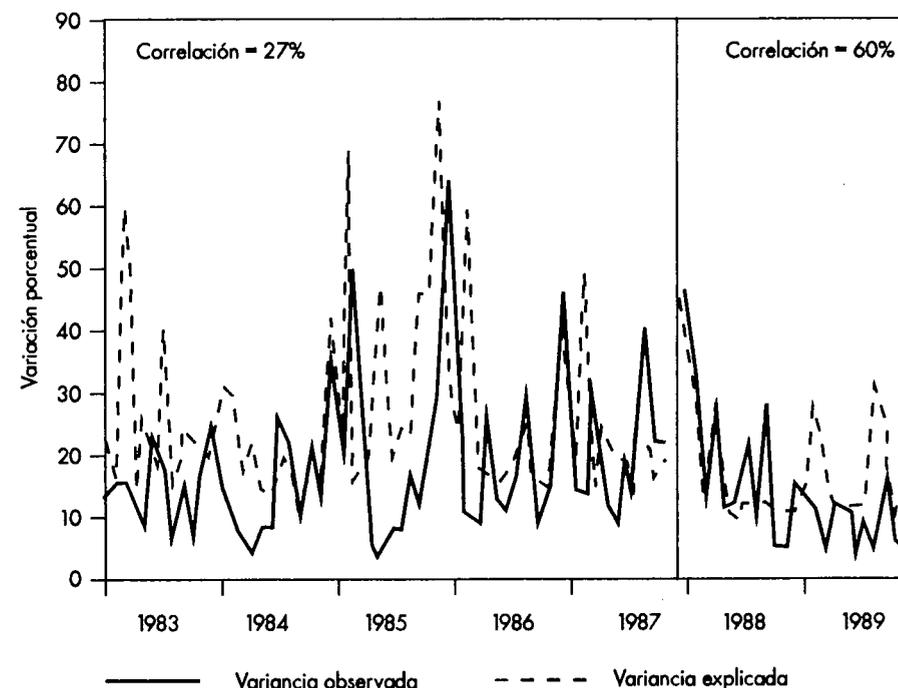
$$V_t^\pi = 2C_0 + C_1(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2 + C_2(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1})^2 + C_3(\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})(\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1}) + \xi_t$$

$$\mu_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^N \beta_j \Delta m_{t-j}$$

A fin de estimar estadísticamente este modelo, a la ecuación que determina la dispersión de los precios relativos se le agregó una perturbación estocástica  $\xi_t$ . En la estimación del modelo se emplearon dos definiciones alternativas de oferta monetaria. Se utilizaron el *agregado M1*, u oferta monetaria en sentido estricto, y el *agregado M4*.

**Gráfica 2. Variancia observada y explicada por el modelo de la inflación de los bienes no controlados**

$$\Delta M_t = \Delta M_t^4$$



En el cuadro 1 se registran estadísticos descriptivos del comportamiento de las variables utilizadas en las estimaciones del modelo anterior. Estos estadísticos se presentan para dos subperiodos de los años analizados, en los cuales la inflación y los agregados monetarios exhibieron tendencias opuestas. Sin embargo, la dispersión de los precios relativos de los bienes libres no parece alterarse sustancialmente entre ambos periodos.

Las ecuaciones del modelo se estimaron simultáneamente usando el método de maximoverosimilitud. Las estimaciones obtenidas se presentan en los cuadros 2 y 3.

Estos resultados son congruentes con las predicciones del modelo de C y L. En las diferentes estimaciones registradas, los coeficientes de la ecuación que explica la dispersión de precios relativos tuvieron los signos esperados. Las gráficas 1 y 2 muestran la variancia de los precios relativos explicada por el modelo. Independen-

dientemente del agregado monetario utilizado, la bondad de ajuste del modelo fue superior para el subperiodo 1988-1989.

En el cuadro 4 se presentan los resultados de la evaluación de la hipótesis nula:  $H_0 (C_2 = C_3 = 0)$ . Esta hipótesis de irrelevancia del control de precios fue rechazada (con 5% de confianza) en las estimaciones del modelo en el periodo 1983-1989. En los subperiodos los resultados variaron con la definición de oferta monetaria utilizada.

Este modelo puede anidarse dentro de uno más general, que incluya un rol de la política monetaria independiente del que ejerce por medio del control de precios, utilizando la siguiente expresión para la variancia de los precios relativos:

El modelo de C y L es un caso especial del anterior cuando  $\rho = 0$ . En el cuadro 4 se encuentran las evaluaciones de la hipótesis nula  $H_0 (\rho = 0)$ . En ningún caso se rechaza esta hipótesis

$$V_t^{\pi} = 2C_0 + C_1 (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1})^2 + C_2 (\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1})^2 + C_3 (\varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}) (\mu_t - \Delta P_t(c) + \varepsilon_{t-1}) + \rho \mu_t + \xi_t$$

con 5% de confianza.

### III. CONCLUSIONES

Cukierman y Leiderman (1984) mostraron, utilizando un modelo de multimercados con información imperfecta, que un control de precios parcial, como el de México, puede afectar sustancialmente la estructura de los precios relativos de los bienes libres.

Se mostró que en México, donde aproximadamente 35% de los precios incluidos en el INPC están controlados, esta situación contribuyó significativamente a la dispersión observada en los precios relativos de los bienes no controlados.

### APÉNDICE

#### 1. Soluciones

Al igualar oferta y demanda en las ecuaciones 1a y 1b, y al utilizar la ecuación 3 se obtiene la siguiente expresión para el precio de equilibrio del mercado v:

$$p_t(v) = \alpha \lambda(v) (M_{t-1} + \mu_t) + (1 - \alpha \lambda(v)) E [ Q_t | I_v ] + \lambda(v) (\alpha \varepsilon_t + \omega_t(v)); \mu_t = \sum_{i=1}^N \beta_i \Delta M_{t-1} \quad (A.1)$$

en la que  $\lambda(v) = 1/(\psi(v) + \phi(v))$  y  $\mu_t$  es la variación anticipada de la oferta monetaria.

Las ecuaciones (A.1) y (2) forman un sistema de ecuaciones lineales simultáneas, en cuya solución las variables endógenas, precios y nivel general de precios, son funciones lineales de las variables exógenas: la oferta monetaria anticipada y las sorpresas monetarias y los precios de los bienes controlados.<sup>5</sup> Por lo que se presume la siguiente solución para  $Q_t$ :

$$Q_t = \Pi_1 (M_{t-1} + \mu_t) + \Pi_2 \varepsilon_t + \Pi_3 P_t(c) \quad (A.2)$$

en la que las  $\Pi_i$  son "coeficientes indeterminados". El valor esperado de esta variable en el mercado v se obtiene aplicándole a esta ecuación el operador de esperanza matemática condicional:

$$E [ Q_t | I_t(v) ] = \Pi_1 (M_{t-1} + \mu_t) + \Pi_2 E [ \varepsilon_t | I_t(v) ] + \Pi_3 P_t(c) \quad (A.3)$$

En la última ecuación sólo  $\varepsilon_t$  es desconocida. No obstante, el precio de equilibrio del mercado  $p_t(v)$  revela parcialmente el valor de esta perturbación. Empleando la ecuación (A.1) se deduce que los agentes en este mercado conocen el efecto agregado de las perturbaciones real y monetaria:  $\alpha \varepsilon_t + \omega_t$ . Se supone que  $\varepsilon_t$  se estima como:

$$E [ \varepsilon_t | I_v ] = \frac{1}{\alpha} \left[ \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_\varepsilon + \sigma_\omega} \right] (\alpha \varepsilon_t + \omega_t(v)) \quad (A.4)$$

que resulta de la proyección ortogonal<sup>6</sup> de  $\varepsilon_t$  sobre  $\sigma \varepsilon_t + \omega_t$ . Cuando la variancia de la perturbación nominal  $\sigma_3 \rightarrow \infty$  se observa que  $\theta = \sigma_\varepsilon / (\sigma_\varepsilon + \sigma_\omega) \rightarrow 1$ .

<sup>5</sup> No se consideran las perturbaciones de oferta y demanda  $\omega_t(v)$ , porque se supone que  $\sum_v v \omega_t(v) = 0$ .

<sup>6</sup> Éste se calcula mediante la minimización de la siguiente función cuadrática:  $\text{Mín}_\eta E [ (\varepsilon_t - \eta (\alpha \varepsilon_t + \omega_t))^2 | I_t(v) ]$ . El valor estimado de  $\eta = (1/\alpha) \sigma_\varepsilon / (\sigma_\varepsilon + \sigma_\omega)$ .

Utilizando las ecuaciones 2, A.1, A.2, A.3 y A.4 se obtiene la siguiente expresión:

$$\begin{aligned} & \Pi_1 (M_{t-1} + \mu_t) + \Pi_2 \varepsilon_t + \Pi_3 P_t (c) = \\ & \Sigma_v v(v) [\alpha \lambda(v) (M_{t-1} + \mu_t) + (1 - \alpha \lambda(v)) E [ Q_t \mid I(v) ] \\ & + \lambda(v) (\alpha \varepsilon + \omega_t(v)) ] + v(c) P_t(c) \end{aligned} \quad (A.5)$$

en la que al igualar los coeficientes de las variables exógenas que aparecen a ambos lados de esta ecuación se obtienen los "coeficientes indeterminados":

$$\begin{aligned} \Pi_1 &= \frac{\kappa \alpha \lambda_m}{1 - \kappa + \kappa \alpha} \\ \Pi_2 &= \frac{\kappa \alpha \lambda_m}{1 - \theta \kappa + \alpha \theta \kappa \lambda_m} \\ \Pi_3 &= \frac{v(c)}{v(c) + \kappa \alpha \lambda_m} \end{aligned}$$

La ecuación 4 se obtiene sustituyendo el valor esperado de  $Q_t$  en cada una de las ecuaciones A.1.

### 2. Descripción de la base de datos

En este ensayo se utilizaron series de tiempo de los agregados monetarios  $M1$  y  $M4$  y de las tasas de inflación de los bienes con precios no controlados incluidos en la canasta del índice nacional de precios al consumidor (INPC). Toda la información proviene del Banco de México. Los agregados monetarios fueron desestacionalizados por medio del método del Censo de los Estados Unidos.

### 3. Clasificación de los productos dentro del INPC

Los 75 grupos de bienes y servicios que forman el índice nacional de precios al consumidor (INPC) se subdividieron en dos grandes categorías:

**Cuadro 5. Grupos de bienes con precios libres**

Bienes no controlados	Ponderación (porcentajes)	Bienes no controlados	Ponderación (porcentajes)
1) Pan	2.0889	26) Calzado	2.1397
2) Carne de ave	1.6740	27) Limpieza de vestidos, mant. calzado	0.5811
3) Carne fresca de cerdo	1.0142	28) Accesorios personales	0.4515
4) Carnes frías, secas y embutidos	1.0024	29) Renta de habitación	13.6119
5) Derivados de leche	1.2918	30) Servicios domésticos	1.2093
6) Grasa de animales domésticos	0.3481	31) Muebles y utensilios de metal	0.6072
7) Frutas frescas	2.1727	32) Muebles de madera	1.0142
8) Jitomate, tomate verde	0.8694	33) Aparatos electrónicos	0.8304
9) Chile, cebolla y ajo	0.6266	34) Utensilios y accesorios domésticos	0.7813
10) Otras legumbres frescas	1.0347	35) Acc. textil de uso en el hogar	0.7222
11) Condimentos	0.5373	36) Servicios médicos	1.9163
12) Chocolate y golosinas	1.0296	37) Servicios de cuidado personal	0.4581
13) Alimentos cocinados para casa	0.7428	38) Artículos para cuidado personal	1.7220
14) Cerveza	0.7470	39) Transporte público foráneo	0.7272

**Cuadro 5. Conclusión**

Bienes no controlados	Ponderación (porcentajes)	Bienes no controlados	Ponderación (porcentajes)
15) Vinos y licores	0.8879	40) Refacciones y accesorios automotrices	0.6124
16) Cigarros	0.8610	41) Servicio para automóvil	1.1702
17) Camisas y ropa int. hombres	0.9758	42) Educación privada	1.1535
18) Pantalones y traje para hombre	1.3271	43) Libros	0.4994
19) Blusa y ropa int. mujer	0.9806	44) Hoteles	1.0287
20) Pantalones para mujer	0.5114	45) Otros serv. de esparcimiento	1.3689
21) Vestidos, falda y conj. mujer	1.0213	46) Periódicos y revistas	0.478
22) Ropa niño	0.5478	47) Otros artículos de esparcimiento	0.7942
23) Ropa niño y bebé	0.4405	48) Restaurante, bar y similares	5.3424
24) Ropa de abrigo	0.5981	49) Servicios diversos	0.5863
25) Uniformes escolares	0.3033		

i) la formada por grupos de bienes con precios no controlados, y ii) la formada por grupos de bienes con precios controlados.

Esta clasificación se llevó a cabo utilizando las ponderaciones de los 302 conceptos genéricos del INPC y la cobertura de la política de control de precios. En los grupos formados por bienes de precios libres y controlados se adoptó el siguiente criterio: el grupo se supuso de precios libres cuando las ponderaciones de los bienes no controlados fue superior. De esta manera se seleccionaron 49 grupos de bienes con precios libres. Dicha clasificación aparece en los cuadros 5 y 6.

**Cuadro 6. Grupos de bienes controlados**

Bienes no controlados	Ponderación (porcentajes)	Bienes no controlados	Ponderación (porcentajes)
1) Tortillas y derivados de maíz	2.4382	14) Café	0.8188
2) Galletas, pastas y harinas	1.0333	15) Refresco embotellado	1.3309
3) Arroz y cereales preparados	0.6359	16) Aparatos eléctricos	0.883
4) Carnes y vísceras de res	4.5521	17) Detergentes y prod. similares	1.3748
5) Pescados y mariscos frescos	0.6415	18) Medicamentos	0.8495
6) Pescados y mariscos enlatados	0.2396	19) Art. de papel para higiene personal	0.8646
7) Leche fresca	3.3865	20) Vehículos automotrices y de pedal	3.1257
8) Leche procesada	0.6617	21) Gasolina, aceite lubricante	2.5371
9) Huevo	1.5475	22) Material escolar	0.4318
10) Aceites y grasas vegetales	1.1492	23) Electricidad	1.0766
11) Legumbres secas	0.8827	24) Gas doméstico	0.9768
12) Legumbres y frutas envasadas	0.6335	25) Servicio telefónico	0.7725
13) Azúcar	0.4586	26) Transporte público urbano	3.0802

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alberro, José Luis (1988), "La dinámica de los precios relativos en un ambiente inflacionario", *Estudios Económicos*, El Colegio de México.
- Aspe, Pedro y Herminio Blanco (1984), "Macroeconomy Uncertainty and Employment: the Case of Mexico", en *The Political Economy of Income Distribution in Mexico*.
- Barro, Robert (1976), "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", *Journal of Monetary Economics*, vol. 2, enero, pp. 1-32.
- Blejer, Mario y Leonardo Leiderman (1984), *Inflación y variabilidad de los precios relativos en una economía abierta*, CEMLA.
- Cukierman, Alex (1984), *Inflation, Stagflation, Relative Prices, and Imperfect Information*, Cambridge University Press.
- Cukierman, Alex y Leonardo Leiderman (1984), "Price Controls and the Variability of Relative Prices", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. XVI, núm. 3, agosto, pp. 271-284.
- Fisher, Stanley (1981), "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation", *Brookings Papers on Economy Activity*, vol. 2, pp. 381-431.
- Lucas, Robert E. (1972), "Some International Evidence on Output-Inflation Trade-Offs", *American Economic Review*, vol. 63, junio, pp. 362-434.
- Mishkin, Frederick S. (1984), *A Rational Expectations Approach to Macroeconomics: Testing Policy Ineffectiveness and Efficient-Markets Models*, University of Chicago Press.
- Palerm V., Ángel (1986), "Inflación, precios relativos y la política de precios", *Economía Mexicana*, CIDE, núm. 8.
- Ruprah, Inder y Jorge Máttar (1983), "Inflación y precios relativos", *Economía Mexicana*, CIDE, núm. 5.
- Taylor, John B. (1981), "On the Relation Between the Variability of Inflation and the Average Inflation Rate", *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, núm. 15, pp. 57-86.

**El ahorro privado en México, 1980-1990**

Patricio Arrau  
y Daniel Oks\*

## I. MOTIVACIÓN Y RESUMEN

Entre 1987 y 1990 la balanza comercial y de la cuenta corriente de México se deterioró en más de 10 000 millones de dólares. El grado en que este deterioro debe preocuparnos se basa, por supuesto, en los factores subyacentes. Si ocurrió por un alza en la inversión no debe ser causa de consternación, pues el deterioro comercial podría considerarse entonces como algo temporal. Los indicios muestran, de hecho, que a pesar de las serias reducciones en la inversión pública, se ha dado un crecimiento considerable en la inversión fija en los últimos tres años, en particular en 1990, cuando la inversión fija creció 13.5% en términos reales en comparación con su nivel de 1989, o 28% por encima de su nivel de 1987. No obstante, la mayor inversión sólo explica en parte el reciente deterioro de la cuenta corriente. Este deterioro no se puede imputar al sector público; el ahorro público se elevó en un grado mayor que el incremento en la inversión privada, lo que implica que la totalidad del deterioro de la cuenta corriente podría atribuirse a la baja en el ahorro privado. La medida convencional del ahorro privado cayó de hecho de manera notable entre 1987 y 1990.<sup>1</sup>

Sin embargo, cuando se miden adecuadamente el ahorro privado, público y extranjero, este diagnóstico ya no sigue siendo válido. De hecho, en 1990 el ahorro privado fue más alto que en 1987 y

\* Nos han sido de gran provecho las observaciones de Klaus Schmidt-Hebbel y Sweder van Wijnbergen. Nuestro profundo agradecimiento a los funcionarios del gobierno mexicano por facilitarnos los datos para este estudio y por sus productivas discusiones. También agradecemos a una fuente anónima sus útiles comentarios. Heinz Rudolph y Rebecca Brideau nos proporcionaron una ayuda invaluable en la labor de investigación. Los puntos de vista que aquí se expresan se deben atribuir exclusivamente a los autores y no al Banco Mundial. Traducción del inglés de Susana Marín de Rawlinson.

<sup>1</sup> La medida convencional se deriva directamente de las cuentas nacionales como la diferencia entre el ingreso disponible y el consumo. Sin embargo, como mostramos en la sección II, es equivalente, una vez que se asegura la congruencia de los datos, a la porción de la inversión agregada que no se financia por el ahorro público o extranjero.