

INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA EN MÉXICO, 1960-1997

*Robin M. Grier y Kevin B. Grier**

RESUMEN

En este trabajo estudiamos la relación entre la tasa de inflación promedio y la incertidumbre inflacionaria en México de 1960 a 1997. Friedman (1977) y Ball (1992) proponen modelos en los que la inflación alta causa un aumento en la incertidumbre inflacionaria, mientras Cukierman y Meltzer (1986) y Cukierman (1992) discuten que un banco central puede aprovecharse de la incertidumbre y causar un aumento en la inflación promedio. Probamos estas teorías usando un modelo GARCH-M para la tasa de inflación mensual en México. Encontramos que aumentos en la tasa de inflación resultan en una mayor incertidumbre, como pronosticaron Friedman y Ball. Sin embargo, en contra de los modelos de Cukierman y Meltzer, mayor incertidumbre inflacionaria es asociada con menos en vez de más inflación promedio. Este resultado, con el que el Banco de México estabiliza la inflación para reducir la incertidumbre, es congruente con los obtenidos por Grier y Perry (1998) para los bancos centrales de los Estados Unidos y Alemania.

ABSTRACT

We study the relationship between average inflation and inflation uncertainty in Mexico from 1960-1997. Friedman (1977) and Ball (1992) propose models where higher inflation creates increased uncertainty, whereas Cukierman & Meltzer (1986) and Cukierman (1992) argue that an opportunistic Central Bank will take advantage of higher uncertainty to raise the average inflation rate. We test these theories simultaneously using a GARCH-M model for monthly Mexican inflation. We find that higher inflation causes increased uncertainty as predicted by Friedman and Ball. However, contrary to the models of Cukierman and Meltzer, increased inflation uncertainty is associated with lower rather than higher average inflation. This result, that the Central Bank of Mexico stabilizes inflation to help reduce uncertainty, corresponds with Grier & Perry's (1998) findings for the Central Banks of the USA and Germany.

* División de Economía, Centro de Investigación y Docencia Económicas. Les agradecemos a Fausto Hernández Trillo, Rubén Darío Espejo y Aldo Musacchio sus comentarios y valiosas sugerencias. Cualquier error que persista es nuestro.

INTRODUCCIÓN

La medición de los costos de la inflación ha sido muy problemática para los teóricos económicos. En tanto que la inflación inesperada redistribuye la riqueza, es difícil demostrar que la inflación previsible reduce el bienestar de la población.¹ Sin embargo, el fenómeno de la inflación aún es en general poco popular.

Un costo posible de la inflación promedio es que la inflación crea incertidumbre, tal y como lo discutieron Friedman (1977) y Ball (1992). Recientemente, otros teóricos han presentado modelos en los que la incertidumbre ha sido la causa de más inflación. En este artículo usamos un modelo GARCH-M con datos mensuales de México para examinar estas dos posibilidades de modo simultáneo.² Encontramos que una inflación alta aumenta sensiblemente la incertidumbre respecto a la inflación en el futuro, y que el Banco de México ha respondido a este aumento de manera estabilizadora.

Empezamos en la sección I con un resumen de la bibliografía empírica de la inflación y la incertidumbre, y en la sección II nos enfocamos en el uso del modelo GARCH como un método para medir la incertidumbre. Después explicamos nuestro modelo en la sección III y discutimos nuestros resultados en la sección IV. Luego, en la sección V, hablamos brevemente de la historia del Banco de México y por qué no es muy sorprendente que encontremos que la incertidumbre haya causado menos inflación. Concluimos con un análisis de otras posibilidades de investigación en el estudio de la inflación e incertidumbre inflacionaria en México.

I. RELACIÓN ENTRE LA INFLACIÓN Y LA INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA

Friedman (1977), en su recepción del premio Nobel, sostiene que las tasas de inflación altas causan más incertidumbre en las tasas en el futuro. Esto es, cuanto más elevada sea la inflación mayor será la in-

¹ Por ejemplo, Cooley y Hansen (1991) encuentran que los costos de inflación son muy pequeños comparados con los costos de otros tipos de impuestos. De hecho, Benabou (1991) dice que su artículo debería haberse llamado "The Welfare Costs of Ending Moderate Inflation".

² GARCH significa "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedacity" y GARCH-M es un modelo GARCH con la varianza condicional incluida en la ecuación del promedio de variable dependiente. Véase Bollerslev (1986) y Engle, Lilien y Robins (1987).

certidumbre en la tasa de inflación en el próximo periodo. Más recientemente, Ball (1992) presenta un modelo en el que introduce información asimétrica. Supone que hay dos tipos de políticos, uno que estabilizará cuando la inflación sea alta, y otro que no lo hará. Así, cuando la inflación es alta, resulta que hay más incertidumbre respecto a la inflación porque los ciudadanos no saben cuándo ocurrirá la estabilización. Es decir, los cambios son aleatorios y la gente no sabe cuándo el político estabilizador será elegido.

En estos dos casos la inflación es la fuente de la incertidumbre en la economía. Hay algunos modelos recientes que abordan el efecto de la incertidumbre en la tasa de la inflación en el futuro. Cukierman y Meltzer (1986) y Cukierman (1992) proponen un modelo en el cual el banco central no acepta la inflación pero, a la vez, está dispuesto a aprovechar la oportunidad de la incertidumbre para crear inflación inesperada. Ellos suponen que la función objetivo de los políticos y el proceso de la oferta del dinero tienen componentes aleatorios. Por ello, cuando hay más inflación, la gente no sabe si ésta ha sido causada por las preferencias del banco central o por un cambio en la oferta del dinero. Esta incertidumbre incentiva al banco central para crear inflación inesperada.

Al contrario, Holland (1995) y Grier y Perry (1998) consideran que, dado que la incertidumbre es costosa para la economía, el banco central podría actuar de manera estabilizadora. Es decir, la incertidumbre puede motivar al banco central a reducir la tasa de inflación para disminuir los costos de la incertidumbre.³ En este artículo, pondremos a prueba las dos hipótesis para el caso de México.

II. EL USO DEL MODELO GARCH COMO UNA MEDIDA DE LA INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA

Antes del uso del GARCH, la bibliografía económica usaba alguno de los dos métodos distintos para medir la incertidumbre en la economía. El primer método intenta captar la incertidumbre con la desviación estándar (que se mueve con el tiempo) de la variable de interés. El

³ Grier y Perry (1996, 1997) muestran que la incertidumbre inflacionaria causa un aumento en la dispersión de precios y una disminución en la tasa de crecimiento económico en los Estados Unidos. Por tanto, es muy posible que la incertidumbre inflacionaria sea muy costosa para la economía.

problema con estos modelos es que hay una gran diferencia entre la variabilidad y la incertidumbre. Es posible que una variable fluctúe mucho, pero de manera que sea previsible. Por consiguiente, el hecho de que una desviación estándar fluctúe mucho no indica que haya gran incertidumbre en la economía.

El segundo método de ponderación intenta captar la incertidumbre con dispersión corta de pronósticos individuales de una encuesta. Esta metodología tiene la desventaja de que la encuesta sólo muestra la gama de desacuerdo entre los pronosticadores y no representa bien el grado de incertidumbre en la economía. Es muy posible que cada encuestado tenga mucha incertidumbre respecto a su propio pronóstico, pero los resultados muestran estimaciones semejantes.⁴ En este caso, parecería que no hay incertidumbre cuando, en realidad, existe mucha.⁵

Sin embargo, ninguno de los dos métodos descritos percibe la incertidumbre del modelo de Cukierman y Meltzer, en el que la incertidumbre es la varianza del componente estocástico de la variable. Sólo con un modelo GARCH, que mide la varianza de las innovaciones no esperadas, se logra representar la incertidumbre de Cukierman y Meltzer. El significado de los parámetros GARCH es una prueba explícita de si el movimiento en la varianza condicional de una variable (con el paso del tiempo) es significativa estadísticamente. Estos métodos no consideran si las fluctuaciones son significativas o no.

El uso del GARCH también permite estimar simultáneamente la ecuación de la varianza condicional y las ecuaciones promedio para las variables de interés. Pagan (1984) muestra que, al trabajar con las variables generadas, es más eficiente estadísticamente usar un sistema de estimación simultáneo que el de dos pasos. Además, la bibliografía económica ha encontrado que la inflación tiende a mostrar heteroscedasticidad condicional significativa, en cuyo caso el uso de MCO (en lugar de ARCH) es ineficiente. Engle (1983) muestra que es mucho mejor, con respecto a la eficiencia, usar un modelo de ARCH cuando hay heteroscedasticidad condicional significativa.

⁴ Zarnowitz y Lambros (1987) discuten el uso de las encuestas como una medida de la incertidumbre.

⁵ Los artículos de Holland (1993) y de Golob (1993) proporcionan resúmenes de trabajos que usan estos dos métodos, incluyendo el parámetro usado para medir la incertidumbre.

Por estas razones investigamos aquí la relación entre la inflación y la incertidumbre en México con el uso de un modelo GARCH. Primeramente, estimamos un modelo GARCH para la inflación y después utilizamos la varianza residual que varía con el tiempo como una medida de incertidumbre de la inflación. En este sentido, las ecuaciones (1) y (2) muestran un modelo autorregresivo de GARCH para la inflación.

$$\pi_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \pi_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

La ecuación (1) es una representación autorregresiva del promedio condicional de la inflación. La ecuación (2) es una representación ARMA (1,1) de la varianza condicional.

Otros investigadores han usado de modo indirecto el modelo ARCH o GARCH para probar una relación entre la inflación promedio y la incertidumbre inflacionaria.⁶ Engle (1983) y Bollerslev (1986), con modelos ARCH y GARCH respectivamente, estiman la varianza condicional de la tasa de inflación en los Estados Unidos y discuten que la inflación alta no tiene correlación con la incertidumbre. No obstante, los dos autores mencionados no utilizan ninguna prueba estadística para apoyar sus conclusiones. La fuente de esas conclusiones es solamente una inspección visual de la gráfica de la varianza condicional.

Grier y Perry (1998) también usan un modelo GARCH para representar la incertidumbre inflacionaria en los países del G-7. En vez de usar los métodos visuales de Engle y Bollerslev, ellos utilizan la prueba de causalidad Granger y muestran que, en cada país, las tasas altas de inflación causan más incertidumbre. Además, encuentran que en los Estados Unidos y Alemania, la incertidumbre causa una disminución en la tasa de inflación, mientras que en Francia y Japon, más incertidumbre genera mayor inflación.

En este artículo estimamos un sistema de dos ecuaciones simultáneas para probar la relación entre la inflación e incertidumbre in-

⁶ También hay dos artículos recientes que investigan este fenómeno, sin el uso de ARCH o GARCH. Brunner y Hess (1993) y Holland (1995) encuentran que la inflación alta causa mayor incertidumbre inflacionaria en los Estados Unidos.

flacionaria en México. Esta es la primera vez que esta relación ha sido estimada para el caso de México.⁷

III. UN MODELO DE LA RELACIÓN ENTRE LA INFLACIÓN PROMEDIO Y LA INCERTIDUMBRE

En la próxima sección probamos nuestras hipótesis respecto a las relaciones entre la inflación promedio y la incertidumbre de la inflación usando un modelo estadístico de GARCH(1,1)-M con la inflación rezagada en la ecuación de la varianza condicional. Este modelo tiene dos ecuaciones que podemos estimar simultáneamente. La primera calcula la tasa de inflación promedio e incluye la desviación estándar condicional de la inflación como una variable explicativa (véase ecuación 3). La segunda ecuación estima la varianza condicional de la inflación, incluyendo rezagos de la inflación como variables explicativas (véase ecuación 4). Así tenemos un sistema estadístico en el que la incertidumbre puede afectar la tasa de inflación promedio y, al mismo tiempo, la tasa de inflación rezagada puede influir en la incertidumbre.

$$\pi_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \pi_{t-i} + \gamma_1 \sigma_t + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_3 \pi_{t-1} \quad (4)$$

Este sistema nos permite probar todas nuestras hipótesis a la vez. Para determinar si un aumento en la tasa de la inflación causa más incertidumbre necesitamos investigar el signo y el significado del parámetro α_3 . Los modelos de Friedman y Ball pronosticarían que sería positivo y significativo. Por otro lado, para distinguir entre las dos hipótesis del comportamiento del banco central cuando enfrenta un aumento en la incertidumbre de la inflación, el parámetro clave es γ_1 . Un valor de $\gamma_1 > 0$ sería consecuente con los pronósticos del modelo de Cukierman y Meltzer, en el que el banco central actúa de manera oportunista. Asimismo, un valor de $\gamma_1 < 0$ sería con-

⁷ Baillie, Chung y Tieslau (1996) también usan un sistema de dos ecuaciones y prueban la relación entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria. Encuentran relaciones significativas en Inglaterra, Argentina, Brasil e Israel, pero no presentan ni los coeficientes ni sus signos. Por eso es difícil conocer las consecuencias económicas de sus resultados.

gruente con la idea de Holland (1995) y Grier y Perry (1998) de que el banco central puede actuar de manera estabilizadora.

Para tener confianza en la validez de nuestras pruebas de hipótesis, necesitamos realizar los pasos siguientes. Primero, es menester confirmar la autocorrelación de la tasa de inflación para elegir el valor de n en la ecuación (3) y elegir la forma correcta de la prueba de Dickey y Fuller aumentada. Segundo, tenemos que determinar si la tasa de inflación en México posee raíz unitaria o no. Si existe una raíz unitaria necesitamos cambiar nuestro modelo y usar el cambio en la tasa de la inflación en lugar del nivel de la inflación. Este sistema se muestra en las ecuaciones (5) y (6):

$$\Delta\pi_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta\pi_{t-i} + \gamma_1 \sigma_t^2 + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_3 \Delta\pi_{t-1} \quad (6)$$

Tercero, tenemos que estimar un modelo de series de tiempo para la inflación (o el cambio de la inflación) y probar si existe autocorrelación en los errores o en el cuadrado de ellos. Si hubiera autocorrelación en los errores, tendríamos que revisar nuestro modelo estadístico.⁸ Pero, si no hubiera autocorrelación en el cuadrado de los errores, no podríamos rechazar la hipótesis nula de que la varianza condicional es constante y el uso del modelo de GARCH no tendría ningún sentido. Finalmente, después de todos estos pasos preliminares, podemos estimar nuestro sistema simultáneo y probar las hipótesis que aquí nos interesan.⁹

IV. LOS RESULTADOS

1. Pruebas para raíz unitaria en la tasa de inflación

Usamos datos mensuales de la tasa de inflación observada en México de 1960.01 a 1997.06. Nuestra fuente es el índice nacional de

⁸ Si los errores tienen autocorrelación, las pruebas para la existencia de los efectos de ARCH serían sesgadas. Véase en Cosimano y Jansen (1988) una discusión más amplia de este tema.

⁹ Tenemos que asegurar que la varianza condicional nunca sea menor que cero y que también sea estacionaria. Las condiciones suficientes son que las variables y coeficientes por la varianza condicional nunca sean negativas y que la suma de los coeficientes ARMA sea menor que uno. Con variables exógenas que tienen valores negativos, es importante averiguar que las varianzas estimadas sean siempre no negativas. Este es el caso en todos los modelos de este estudio.

CUADRO 1. Prueba de raíz unitaria en la tasa de inflación, 1960.01 - 1997.06^a

A. La gráfica de la autocorrelación

Rezago	AC	ACP	Box-Pierce (Q)
1	0.867	0.867***	340.20
2	0.781	0.121*	617.29
3	0.732	0.129*	860.96
4	0.709	0.136*	1 089.9
5	0.677	0.030	1 299.5
6	0.646	0.030	1 490.6
7	0.635	0.100*	1 675.9
8	0.618	0.014	1 851.5
9	0.599	0.022	2 016.7
10	0.590	0.064	2 177.4
11	0.604	0.127*	2 346.5
12	0.594	-0.016	2 510.6
13	0.536	-0.177**	2 644.2
14	0.497	-0.018	2 759.3
15	0.477	0.002	2 865.6
16	0.458	-0.021	2 963.7
17	0.442	0.035	3 055.6
18	0.429	0.009	3 142.1

B. Pruebas de existencia de una raíz unitaria

La prueba de Dickey-Fuller aumentada con 12 diferencias rezagadas

DFA estadístico $t = -2.698^*$

La prueba de Phillips y Perron truncada en el rezago de 5

PP estadístico $t = -5.23^{***}$

^a La muestra consta de 450 observaciones mensuales, desde 1960.01 a 1997.06.

*, **, *** indican que el coeficiente es significativo al nivel 0.10, 0.05, 0.01, respectivamente.

La prueba de PP no es sensible a la elección del número de rezagos.

precios al consumidor (INPC), presentado por el Fondo Monetario Internacional. El cuadro 1 muestra la función de autocorrelación para la inflación y dos pruebas para la existencia de raíz unitaria. La primera prueba es la llamada Dickey y Fuller aumentada, la cual se expresa de la siguiente manera:

$$\Delta\pi_t = C + \sum_{i=1}^{k-1} a_i \Delta\pi_{t-i} + \theta\pi_{t-1}$$

en la que k debe ser elegido para captar el grado de autocorrelación

en la serie de tiempo. La hipótesis nula de que la serie tiene una raíz unitaria se prueba por el coeficiente θ . Si θ es negativa y significativa podemos rechazar la hipótesis nula, pero tenemos que medir el significado con los valores críticos por el estadístico t dado por Dickey y Fuller. La segunda prueba, llamada de Phillips y Perron, no usa las diferencias de la serie rezagada como la de Dickey y Fuller, sino que ajusta los errores estándar por autocorrelación. La ecuación para la prueba de Phillips y Perron se expresa: $\Delta\pi_t = C + \theta\pi_{t-1}$. Como en la prueba de Dickey y Fuller, si θ es negativa y significativa podemos rechazar la hipótesis nula de que la inflación tiene una raíz unitaria. Aquí usamos el método de Newey y West para ajustar los errores estándar por lo que podemos utilizar los niveles de significación normales.

La función de autocorrelación en el cuadro 1 muestra que el último rezago de la inflación con una autocorrelación parcial significativa es el decimotercer rezago. Entonces tomamos $k = 13$ y usamos 12 diferencias rezagadas de la inflación en la prueba de Dickey y Fuller. La parte B del cuadro 1 muestra que podemos rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria en la tasa de inflación de México al nivel 0.10 pero no al de 0.05. Pero, utilizando la prueba de Phillips y Perron, podemos rechazar la hipótesis de una raíz unitaria al nivel 0.01. Entonces, la evidencia de la estacionariedad de la tasa de la inflación en México es un poco ambigua. Por ello, llevaremos a cabo nuevas investigaciones en dos pasos. Primero, utilizaremos la inflación y, después, la primera diferencia de la inflación para probar las hipótesis de interés. Afortunadamente, los resultados son casi los mismos en ambos casos.

2. Resultados usando la tasa de inflación

El cuadro 2 presenta un modelo de la tasa de inflación estimado con mínimos cuadrados, usando 13 rezagos de la inflación como variables explicativas.¹⁰ También usamos 11 variables para representar los meses del año. Estas variables mensuales son significativas al nivel 0.01 como grupo, pero no las registramos para ahorrar espa-

¹⁰ Hay varias maneras de elegir el número de rezagos. Sin embargo, los resultados de interés en este estudio no dependen de esta elección.

cio. La R^2 de la ecuación es 0.81 y los estadísticos de Box-Pierce (Q) de los errores sugieren que no hay ninguna autocorrelación. Por otra parte, los estadísticos de Box-Pierce de los errores cuadrados (Q^2) muestran que existe autocorrelación muy fuerte en los errores cuadrados. Podemos rechazar la hipótesis nula de que la varianza condicional de la tasa de la inflación es constante al nivel 0.01 usando cualquier número de rezagos.

CUADRO 2. Modelo de series de tiempo de la tasa de inflación, 1960.01-1997.06^a

$$\begin{aligned} \Pi_t = & 7.24 + .70\Pi_{t-1} + .08\Pi_{t-2} - .02\Pi_{t-3} + .11\Pi_{t-4} - .002\Pi_{t-5} \\ & (2.58) (6.98) \quad (.92) \quad (.22) \quad (1.08) \quad (.05) \\ & -.01\Pi_{t-6} + .03\Pi_{t-7} + .02\Pi_{t-8} - .03\Pi_{t-9} - .02\Pi_{t-10} \\ & (-.20) \quad (-.66) \quad (.22) \quad (.46) \quad (-.44) \\ & + .14\Pi_{t-11} - .06\Pi_{t-12} - .06\Pi_{t-13} + \epsilon_t \\ & (3.04) \quad (.89) \quad (1.23) \end{aligned}$$

$$\text{Log-likelihood} = -1\ 735.78, R^2 = .81$$

$$Q(6) = .02, Q(12) = .15, Q(18) = 2.61$$

$$Q^2(6) = .88, Q^2(12) = 89.9, Q^2(18) = 92.11$$

^a Los números entre paréntesis son los estadísticos t robustos con respecto a la heteroscedasticidad y la autocorrelación. Usamos 11 variables *dummy*, una para cada mes excepto diciembre, para controlar la temporalidad. Son significativos al nivel .01 pero no los registramos arriba por razones de espacio. Los valores críticos al nivel .05 son los siguientes: $Q(6)$ y $Q^2(6) = 12.6$; $Q(12)$ y $Q^2(12) = 21$; $Q(18)$ y $Q^2(18) = 28.9$.

Este cuadro indica que el modelo AR(13) es capaz de captar las autocorrelaciones en la inflación promedio y que tiene sentido estimar un modelo GARCH para la inflación, ya que la tasa de inflación mensual en México tiene una heteroscedasticidad condicional fuerte.

Con estos resultados, podemos probar nuestra hipótesis de la relación entre el nivel de la inflación y la incertidumbre de la inflación con el modelo GARCH(1,1)-M, considerando la inflación rezagada en la ecuación de la varianza. Este modelo se presenta en el cuadro 3.¹¹ Podemos observar que, como antes, no hay ninguna autocorrelación en los errores. Es aún más importante el hecho de que ahora, con nuestro modelo de la varianza condicional, tampoco hay auto-

¹¹ Utilizamos el método de *quasi-maximum likelihood* de Bollerslev y Wooldridge (1991) para estimar las ecuaciones de GARCH. El programa específico se llama EViews.

correlación en los errores cuadrados. Así el modelo percibe simultáneamente las características de la serie tanto de la tasa como de la varianza de la inflación. Además, todos los coeficientes son significativos al menos al nivel de 0.05. El uso del modelo GARCH aumenta el logaritmo de la función de verosimilitud desde -1735.8 a -1635.3. Para determinar el significado de este aumento usamos la prueba de *likelihood ratio*. -2 multiplicado por el cambio en la función de verosimilitud tiene una distribución chi-cuadrada con (en este caso) 5 grados de libertad. Dicha estadística tiene un valor de 200 y es significativa al nivel 0.01.

CUADRO 3. El modelo GARCH (1,1)-M probando la relación entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria, 1960.01-1997.06^a

$$\begin{aligned} \Pi_t = & 15.06 + .77\Pi_{t-1} + .17\Pi_{t-2} + .05\Pi_{t-3} + .11\Pi_{t-4} + .02\Pi_{t-5} \\ & (3.94) (9.77) \quad (2.66) \quad (.05) \quad (.06) \quad (-.04) \\ & -.03\Pi_{t-6} + .09\Pi_{t-7} - .03\Pi_{t-8} - .01\Pi_{t-9} + .04\Pi_{t-10} + .09\Pi_{t-11} \\ & (-.75) \quad (1.96) \quad (.72) \quad (-.22) \quad (.95) \quad (.22) \\ & -.004\Pi_{t-12} - .13\Pi_{t-13} - 1.17\sigma\epsilon_t + \epsilon_t \\ & (-.09) \quad (4.04) \quad (2.34) \\ \sigma^2\epsilon_t = & 29.5 + .26\epsilon_{t-1}^2 + .036\sigma^2\epsilon_{t-1} + 2.79\Pi_{t-1} \\ & (5.04) (3.19) \quad (2.27) \quad (8.28) \end{aligned}$$

$$\text{Log-likelihood} = -1\ 635.53$$

$$Q(6) = 1.62, Q(12) = 5.54, Q(18) = 7.28$$

$$Q^2(6) = 8.81, Q^2(12) = 17.2, Q^2(18) = 19.9$$

^a Los números entre paréntesis son los estadísticos t robustos con respecto a la heteroscedasticidad y la autocorrelación. Usamos 11 variables *dummy*, una para cada mes excepto diciembre, para controlar la temporalidad. Son significativos al nivel .01 pero no los registramos arriba por razones de espacio. Los valores críticos al nivel .05 son los siguientes: $Q(6)$ y $Q^2(6) = 12.6$; $Q(12)$ y $Q^2(12) = 21$; $Q(18)$ y $Q^2(18) = 28.9$.

Encontramos evidencia muy sólida en favor de la hipótesis de Friedman y Ball de que un aumento en la tasa de la inflación causa mayor incertidumbre inflacionaria. El valor estimado para el coeficiente α_3 es 2.79 y el estadístico t es 8.28. De este modo, podemos rechazar la hipótesis nula de que la varianza condicional de la inflación es independiente de la inflación al nivel 0.01. Con respecto al efecto de la incertidumbre inflacionaria en la tasa de inflación, en-

contramos evidencia en favor de la idea de Holland (1995) y Grier y Perry (1998) de que el banco central puede comportarse de manera estabilizadora. El coeficiente estimado para γ_1 es -1.17 con un estadístico robusto de t de 2.34. Asimismo, rechazamos la hipótesis de Cukierman y Meltzer al nivel 0.05 mientras que no podemos rechazar la hipótesis de Holland y de Grier y Perry al mismo nivel.

El primer resultado muestra un costo potencial real de la inflación en México. Es decir, si la incertidumbre inflacionaria es costosa para la economía, una inflación alta es costosa también, porque una tasa elevada de ésta causa incertidumbre. El segundo resultado nos muestra que cuando se enfrenta un aumento en la incertidumbre, el Banco de México ha estrechado sus políticas. Este resultado es muy interesante porque Grier y Perry (1998) muestran que en el G-7 sólo los bancos centrales más independientes (Estados Unidos y Alemania) han actuado de esta manera. Cukierman ordena los bancos centrales de 68 países, en el que el primero representa al más independiente y el 68 al menos independiente. Los Estados Unidos y Alemania reciben las clasificaciones de 2 y 5 respectivamente. México, por su parte, tiene el lugar 32, lo cual lo pone en la mitad de la muestra. Sin embargo, hemos encontrado evidencia sólida de que el Banco de México en realidad ha seguido políticas monetarias cortas y ha intentado estabilizar la economía cuando ha habido mucha incertidumbre. Comentaremos más del Banco de México en la sección V.

3. Resultados usando el cambio en la tasa de inflación

Para asegurarle al lector que nuestros resultados no dependen de la elección del uso del nivel de inflación, los cuadros 4, 5 y 6 reproducen los resultados mencionados usando la primera diferencia de la tasa de inflación. El cuadro 4 muestra que el cambio en la inflación es claramente estacionario, y es posible que necesitemos usar 12 rezagos en el modelo del cambio de la inflación promedio.¹² El cuadro 5 presenta este modelo estimado con mínimos cuadrados. La R^2 de la ecuación es 0.264 y, como antes, los estadísticos Box-Pierce (Q) no muestran ninguna evidencia de autocorrelación en los

¹² Hay varias maneras de elegir el número de rezagos. Sin embargo, los resultados de interés en este estudio no dependen de esta elección.

CUADRO 4. Pruebas de raíz unitaria en el cambio en la tasa de inflación, 1960.01 - 1997.06^a

A. La gráfica de la autocorrelación

Rezago	AC	ACP	Box-Pierce (Q)
1	-0.182	-0.182**	14.950
2	-0.133	-0.172**	22.981
3	-0.098	-0.168**	27.349
4	0.031	-0.055	27.798
5	0.000	-0.052	27.798
6	-0.074	-0.115*	30.317
7	0.022	-0.035	30.535
8	0.005	-0.039	30.548
9	-0.042	-0.084	31.372
10	-0.087	-0.142*	34.863
11	0.092	0.004	38.755
12	0.184	0.163**	54.474
13	-0.076	0.000	57.137
14	-0.070	-0.019	19.420
15	-0.001	0.005	59.420
16	-0.016	-0.053	59.536
17	-0.004	-0.022	59.545
18	-0.006	-0.005	59.564

B. Pruebas de existencia de una raíz unitaria

La prueba de Dickey-Fuller aumentada con 11 diferencias rezagadas
DFA estadístico $t = -7.20$ ***

La prueba de Phillips y Perron con un rezago cortado de 5
PP estadístico $t = -33.39$ ***

^a La muestra consta de 450 observaciones mensuales, desde 1960.01 a 1997.06.

*, **, *** indican que el coeficiente es significativo al nivel 0.10, 0.05 y 0.01, respectivamente. La prueba de PP no es sensible a la elección del número de rezagos.

errores, pero los errores cuadrados tienen una autocorrelación muy fuerte. Los tamaños de los estadísticos de Box-Pierce de los errores cuadrados (Q^2) nos permiten rechazar la hipótesis nula de que el cambio de la inflación tiene una varianza condicional constante al nivel 0.01 para cualquier rezago. Entonces, otra vez, se justifica utilizar el modelo GARCH para probar nuestra hipótesis de la inflación y la incertidumbre.

En el cuadro 6 presentamos nuestro modelo para el cambio de la inflación (GARCH(1,1)-M con el cambio de la inflación en la varianza condicional). Como en los resultados anteriores, todos los coeficien-

CUADRO 5. *Modelo de series de tiempo del cambio de la tasa de inflación, 1960.01-1997.06^a*

$$\begin{aligned} \Delta\Pi_t &= 5.79 - 28\Delta\Pi_{t-1} - .20\Delta\Pi_{t-2} - .21\Delta\Pi_{t-3} - .09\Delta\Pi_{t-4} \\ &\quad (2.14) (2.50) \quad (2.30) \quad (2.30) \quad (.96) \\ &- .09\Delta\Pi_{t-5} - .10\Delta\Pi_{t-6} - .06\Delta\Pi_{t-7} - .04\Delta\Pi_{t-8} - .07\Delta\Pi_{t-9} \\ &\quad (1.29) \quad (1.48) \quad (.99) \quad (.82) \quad (1.84) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &- .04\Delta\Pi_{t-10} + .10\Delta\Pi_{t-11} + .05\Delta\Pi_{t-12} + \epsilon_t \\ &\quad (1.08) \quad (2.64) \quad (.89) \end{aligned}$$

$$\text{Log-likelihood} = -1\,739.60 \quad R^2 = .264$$

$$Q(6) = .03, \quad Q(12) = .57, \quad Q(18) = 5.41$$

$$Q^2(6) = 120.83, \quad Q^2(12) = 122.65, \quad Q^2(18) = 125.99$$

^a Los números entre paréntesis son los estadísticos *t* robustos con respecto a la heteroscedasticidad y la autocorrelación. Usamos 11 variables *dummy*, una para cada mes excepto diciembre, para controlar la temporalidad. Son significativos al nivel .01 pero no los registramos arriba por razones de espacio. Los valores críticos al nivel .05 son los siguientes: $Q(6)$ y $Q^2(6) = 12.6$; $Q(12)$ y $Q^2(12) = 21$; $Q(18)$ y $Q^2(18) = 28.9$.

tes de las nuevas variables son significativas y el logaritmo de función de la verosimilitud sube de -1739.6 en el cuadro 5 hasta -1631.3 en el cuadro 6.

Además, encontramos los mismos resultados con respecto a nuestras hipótesis de interés. El cambio de la inflación rezagado es positivo y significativo en la ecuación para la varianza condicional. El coeficiente es 5.78 y el estadístico *t* robusto es de 6.23. De la misma manera, podemos rechazar la hipótesis nula de que la varianza condicional del cambio de la inflación es independiente del cambio de la inflación promedio al nivel 0.01. Esto construye más aún una evidencia en favor de las teorías de Friedman y Ball. También el coeficiente γ_1 es negativo y significativo (-0.23 con un estadístico *t* robusto de 2.5). Este resultado rechaza la hipótesis de Cukierman y Meltzer y apoya la idea de Holland y de Grier y Perry de que el banco central puede conservar la estabilidad.

4. La magnitud de los efectos

Hemos mostrado que hay un efecto significativo estadísticamente entre la inflación y la incertidumbre. Aquí consideramos las conse-

CUADRO 6. *Modelo GARCH(1,1)-M para probar la relación entre el cambio en la inflación y la incertidumbre, 1960.01-1997.06^a*

$$\begin{aligned} \Delta\Pi_t &= 9.49 - 27\Delta\Pi_{t-1} - .16\Delta\Pi_{t-2} - .13\Delta\Pi_{t-3} - .05\Delta\Pi_{t-4} \\ &\quad (5.07) (4.91) \quad (2.74) \quad (1.96) \quad (1.04) \\ &- .03\Delta\Pi_{t-5} - .13\Delta\Pi_{t-6} - .02\Delta\Pi_{t-7} - .08\Delta\Pi_{t-8} - .04\Delta\Pi_{t-9} \\ &\quad (.59) \quad (2.85) \quad (.45) \quad (2.23) \quad (.92) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &+ .05\Delta\Pi_{t-10} + .06\Delta\Pi_{t-11} + .09\Delta\Pi_{t-12} - .23\sigma_{\epsilon t} + \epsilon_t \\ &\quad (1.33) \quad (2.13) \quad (3.05) \quad (2.50) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \sigma_{\epsilon t}^2 &= 9.70 + .31\epsilon_{t-1}^2 + .66\sigma_{\epsilon t-1}^2 + 5.78\Pi_{t-1} \\ &\quad (5.11) (6.08) \quad (20.9) \quad (6.23) \end{aligned}$$

$$\text{Log-likelihood} = -1\,631.35$$

$$Q(6) = 5.79, \quad Q(12) = 13.74, \quad Q(18) = 18.72$$

$$Q^2(6) = 1.51, \quad Q^2(12) = 6.71, \quad Q^2(18) = 8.77$$

^a Los números entre paréntesis son los estadísticos *t* robustos con respecto a la heteroscedasticidad y la autocorrelación. Usamos 11 variables *dummy*, una para cada mes excepto diciembre, para controlar la temporalidad. Son significativos al nivel .01 pero no los registramos arriba por razones de espacio. Los valores críticos al nivel .05 son los siguientes: $Q(6)$ y $Q^2(6) = 12.6$; $Q(12)$ y $Q^2(12) = 21$; $Q(18)$ y $Q^2(18) = 28.9$.

cuencias cuantitativas de nuestros resultados. En nuestra muestra, la desviación estándar de la inflación es 26% y el coeficiente de la inflación rezagada en la ecuación de la varianza condicional es 2.79 (véase cuadro 3). Por consiguiente, un aumento en la tasa de inflación de una desviación estándar resulta en un aumento en la varianza condicional de casi 73 puntos porcentuales. Eso representa 46% de una desviación estándar de la incertidumbre.

Por otra parte, encontramos que el efecto de la incertidumbre en la tasa de inflación no es tan fuerte. La desviación estándar de nuestra medida de incertidumbre es 5% y el coeficiente de la incertidumbre en la ecuación de la tasa promedio de inflación es -1.17 (véase cuadro 3). Entonces, un aumento en la incertidumbre de una desviación estándar resulta en una caída en la tasa promedio de inflación de 6 puntos porcentuales. Eso es solamente 2.5% de una desviación estándar de la tasa de inflación.¹³

¹³ En el caso de los Estados Unidos, Grier y Perry (1998) encuentran resultados muy semejantes a los nuestros. En su artículo, un aumento en la tasa de inflación de una desviación es-

5. Consecuencias de los resultados

Hemos visto que no importa si utilizamos el nivel de la inflación o el cambio de la inflación. Los resultados son los mismos. Hay una relación muy fuerte y robusta entre la inflación promedio y la incertidumbre en la inflación en México que es congruente con la hipótesis de que una inflación elevada causa una incertidumbre grande. Además, hay evidencia de que cuando enfrenta la incertidumbre, el Banco de México ha actuado para reducir la inflación promedio y con esto disminuir la incertidumbre en el futuro. Como hemos mencionado, este comportamiento no corresponde a la clasificación de independencia dada al Banco de México por Cukierman.

V. DISCUSIÓN

Hemos analizado líneas arriba dos tipos de bancos centrales, uno que aprovecha la incertidumbre para crear inflación inesperada y otro que es estabilizador e intenta disminuir la inflación cuando existe incertidumbre. Asimismo, hemos encontrado evidencia significativa de que la conducta del Banco de México corresponde al segundo grupo, y que ha buscado estabilizar cuando aumenta la incertidumbre. Como hemos dicho antes, este resultado es algo sorprendente, dado que los únicos bancos centrales en el G-7 que muestran el mismo comportamiento son los de los Estados Unidos y Alemania. Según las ordenaciones de Cukierman (1992) estos bancos son el segundo y quinto más independientes en su muestra, mientras tanto el Banco de México es clasificado en el lugar 32 como banco más independiente.

Es posible que las clasificaciones de independencia de los bancos centrales sólo tengan sentido para los países desarrollados. Alesina (1988) y Grilli, Masciandaro y Tabellini (1991) encuentran una relación entre la independencia de un banco central y la inflación promedio, pero ellos restringen su muestra a los países muy desarrollados. Es decir que, en el mundo en desarrollo, las clasificaciones de independencia pueden ser engañosas.

tándar resulta en un aumento en la incertidumbre de 75% de una desviación estándar de la incertidumbre. Asimismo, su estimación del efecto de la incertidumbre en la tasa de inflación en los Estados Unidos es casi idéntica a nuestra estimación para México. El uso del cambio en la tasa de inflación en lugar de los niveles no modifica nuestros resultados cuantitativos.

Cukierman (1992) dice poco del problema de separar la realidad y la ficción en los países no desarrollados. Hay países que tienen reglas y cartas especificando que el banco central es independiente, pero, la realidad resulta ser muy diferente.¹⁴ El caso de México parece ser el opuesto a dichos casos. Aunque recibe una clasificación que lo coloca en la mitad de la muestra, el Banco de México ha actuado de manera muy semejante a los bancos centrales de los Estados Unidos y Alemania.

En realidad, este comportamiento no debería ser muy sorprendente para México, donde el sector financiero privado ha ejercido gran influencia en el Banco de México. Maxfield (1991) habla de la influencia del sector financiero privado en el banco central, con un enfoque respecto a México. Ella mantiene que este sector por lo general está en favor de una política monetaria corta para prevenir la erosión del valor de su dinero.¹⁵ El sector financiero aceptaría un poco de inflación si fuera esperada, pero lo que no tolera es la incertidumbre en la tasa de inflación. Cuanto más vinculado esté el banco central con el sector financiero privado más promoverá una política monetaria corta y estable.¹⁶

El Banco de México fue creado en 1925 con la ayuda de financieros privados, muchos de la época de Porfirio Díaz. Alberto Pani, el fundador del Banco, recurrió a los financieros para proporcionar capital y para crear un panel de representantes que controlaría el nuevo Banco. Las acciones del Banco fueron repartidas en dos series, una para el gobierno y la otra para el sector privado. La segunda serie de acciones fue comprada por los grandes bancos en los años veinte.

Los financieros en México han sido muy conservadores y han ejercido una influencia en el banco central. Un ejemplo ocurrió en los años veinte, cuando dos banqueros prominentes se unieron con los acreedores de los Estados Unidos para exigir una política monetaria más corta. En 1936 el autor de un estatuto de la carta del Banco de México incluyó una larga discusión de los beneficios de

¹⁴ Véase en Bhatt (1980) un análisis más profundo de este tema.

¹⁵ Véase también Armijo (1988), Epstein y Ferguson (1984), Goodman (1988, 1990), Epstein y Schor (1990) y Kettl (1986).

¹⁶ Maxfield (1991), p. 431. Para más acerca de este tema véase Goodman (1990), quien halló que el sector financiero privado en Europa sólo quiere una política monetaria que sea estable.

una política corta. Durante las épocas de políticas estrechas, los financieros han aprovechado su congreso anual para atacar las políticas del gobierno y para exigir el regreso a una política corta. Aún después de veinte años de una política monetaria corta, el Banco de México estuvo en contra de un cambio hacia una política más estrecha en los años setenta.

CONCLUSIÓN

Esta investigación ha demostrado tres cosas importantes. Primero, que en México desde 1960, los aumentos de la inflación han elevado sensiblemente la incertidumbre en la inflación promedio en el futuro. Estos resultados apoyan las teorías de Friedman (1977) y Ball (1992), que sostuvieron que la inflación alta causa mayor incertidumbre en la economía.

Segundo, durante el mismo tiempo, la evidencia es consecuente con la idea de que el Banco de México no ha actuado de manera oportunista sino estabilizadora. Este hallazgo es congruente con la idea de Holland (1995) y Grier y Perry (1998), pero sorprendente considerando la clasificación del Banco de México dada por Cukierman.

Así, en el caso de México, hemos demostrado que la incertidumbre es un costo de la inflación, y que el Banco de México se ha comportado como si lo supiera, buscando mitigar este costo.

El tercer aspecto importante es la metodología macroeconómica. Cabe señalar que los modelos de GARCH-M son muy útiles y merecen un uso más amplio en los estudios macroeconómicos empíricos.

Julio de 1998

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Alesina, Alberto (1988), "Macroeconomics and Politics", Stanley Fischer (comp.), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MIT Press.
- Armijo, L. (1988), "The Political Economy of Brazilian Central Banking, 1965 to 1987", artículo presentado en la reunión anual de la American Political Science Association, Washington.
- Baillie, Richard, Ching-Fan Chung y Margie Tieslau (1996), "Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARIMA-GARCH Model", *Journal of Applied Econometrics* 11, pp. 23-40.

- Ball, Laurence (1992), "Why does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?", *Journal of Monetary Economics* 29, pp. 371-388.
- Benabou, Roland (1991), "Comment on the Welfare Costs of Moderate Inflation", *Journal of Money, Credit and Banking* 23, pp. 504-513.
- Bhatt, V. (1980), "Some Aspects of Financial Policies and Central Banking in Developing Countries", W. L. Coats Jr. y D. R. Kathkate (comps.), *Money and Monetary Policy in Less Developed Countries*, Oxford, Pergamon Press.
- Bollerslev, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* 31, pp. 307-327.
- , y Jeffrey Wooldridge (1991), "Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances", *Econometrics Reviews*.
- Brunner, Allan (1993), "Comment on Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty", *Journal of Money, Credit, and Banking* 25, páginas 512-514.
- , y Gregory Hess (1993), "Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State Dependent Conditional Heteroskedasticity Approach", *Journal of Business and Economic Statistics* 11, pp. 187-197.
- Cooley, Thomas, y Gary Hansen (1991), "The Welfare Costs of Moderate Inflation", *Journal of Money, Credit, and Banking* 23, pp. 483-503.
- Cosimano, Thomas, y Dennis Jansen (1988), "Estimates of the Variance of US Inflation Based Upon the ARCH Model", *Journal of Money, Credit, and Banking* 20, pp. 409-421.
- Cukierman, Alex, y Alan Meltzer (1986), "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information", *Econometrica* 54, pp. 1099-1128.
- (1992), *Central Bank Strategy, Credibility, and Independence*, Cambridge, MIT Press.
- Engle, Robert (1983), "Estimates of the Variance of US Inflation Based on the ARCH Model", *Journal of Money, Credit, and Banking* 15, pp. 286-301.
- , David Lilien y Russell Robins (1987), "Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model", *Econometrica*, vol. 55, pp. 391-407.
- Epstein, G., y T. Ferguson (1984), "Monetary Policy, Loan Liquidation, and Industrial Conflict: the Federal Reserve and the Open Market Operations of 1932", *Journal of Economic History* 44, diciembre, pp. 957-984.
- , y J. Schor (1990), "Corporate Profitability as a Determinant of Restrictive Monetary Policy", T. Mayer (comp.), *The Political Economy of American Monetary Policy*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Friedman, Milton (1977), "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy* 85, pp. 451-472 [publicado en castellano en el número 25 de la Serie de Lecturas de EL TRIMESTRE ECONÓMICO, México, Fondo de Cultura Económica, 1978].

- Golob, John (1993), "Inflation, Inflation Uncertainty and Relative Price Variability: A Survey", Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper 93, p. 15.
- Goodman, J. (1988), "The Politics of Central Banking", artículo presentado en la reunión anual de la American Political Science Association, Washington.
- (1990), "Monetary Politics in France, Italy, and Germany, 1973-1985", Division of Research, Graduate School of Business Administration, Harvard University Reprint Series.
- Grier, Kevin, y Mark J. Perry (1996), "Inflation, Inflation Uncertainty and Relative Price Dispersion: Evidence from Bivariate GARCH-M Models", *Journal of Monetary Economics* 38, pp. 391-405.
- , y — (1997), "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth", Working Paper, Tulane University.
- , y — (1998), "Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries", *Journal of International Money and Finance*, octubre.
- Grilli, Vittorio, Donato Masciandaro y Guido Tabellini (1991), "Political and Monetary Institutions and Public Financial Policies in the Industrial Countries", *Economic Policy* 13, pp. 341-392.
- Holland, A. Steven (1993), "Comment on Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty", *Journal of Money, Credit, and Banking* 25, página 515-520.
- (1995), "Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering", *Journal of Money, Credit, and Banking* 27, pp. 827-837.
- Kettl, D. (1986), *Leadership at the Fed*, New Haven, Yale University Press.
- Maxfield, Sylvia (1991), "Bankers Alliances in Mexico and Brazil", *Comparative Political Studies* 23, 4, enero, pp. 419-458.
- Pagan, Adrian (1984), "Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors", *International Economic Review* 25, pp. 221-247.
- Zarnowitz, Victor, y Louis Lambros (1987), "Consensus and Uncertainty in Economic Prediction", *Journal of Political Economy* 95, pp. 591-621.