

Las colecciones de Documentos de Trabajo del CIDE representan un medio para difundir los avances de la labor de investigación, y para permitir que los autores reciban comentarios antes de su publicación definitiva. Se agradecerá que los comentarios se hagan llegar directamente al (los) autor(es).
❖ D.R. © 1997, Centro de Investigación y Docencia Económicas, A. C., carretera México-Toluca 3655 (km. 16.5), Lomas de Santa Fe, 01210 México, D. F., tel. 727-9800, fax: 292-1304 y 570-4277. ❖ Producción a cargo del (los) autor(es), por lo que tanto el contenido como el estilo y la redacción son responsabilidad exclusiva suya.



CIDE

NÚMERO 93

Robin M. Grier y Kevin B. Grier
INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA
EN MÉXICO. 1960-1997

*Introducción**

La medición de los costos de la inflación ha sido muy problemática para los teóricos económicos. Mientras que la inflación inesperada redistribuye la riqueza, es difícil mostrar que la inflación previsible reduzca el bienestar de la población.¹ Sin embargo, el fenómeno de la inflación sigue siendo poco popular en general.

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 donde la incertidumbre ha sido la causa de más inflación. En este artículo usamos un modelo GARCH-M y datos mensuales de México para examinar estas dos posibilidades simultáneamente.² Encontramos que una inflación elevada aumenta sensiblemente la incertidumbre sobre la inflación en el futuro, y que el Banco de México ha respondido a este aumento de una manera estabilizadora.

El caso de México es especialmente interesante porque últimamente, ha habido presión sobre el Banco de México para que relaje su política monetaria y, de esta manera, reducir el valor del peso y promover así las exportaciones. Nuestros resultados muestran que dicha política podría ser costosa y, además que dado el comportamiento histórico del Banco, es improbable que éste promueva tal política.

Empezamos en la Sección II con un resumen de la literatura empírica sobre la inflación y la incertidumbre y, en la Sección III, nos enfocamos en el uso del modelo GARCH como una medida de incertidumbre. Posteriormente, explicamos nuestro modelo en la Sección IV y discutimos nuestros resultados en la Sección V. Luego, en la Sección VI, hablamos brevemente sobre la historia del Banco de México y por qué, no es muy sorprendente que encontremos que la incertidumbre haya causado menos inflación. Concluimos en la Sección VII con una discusión de otras posibilidades de investigación en el estudio de la inflación e incertidumbre de la inflación en México.

*Agradecemos a Fausto Hernández Trillo y Ruben Darío Espejo por sus comentarios y valiosas sugerencias. Cualquier error que quede es nuestro.

¹ Por ejemplo, Cooley & 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 se debería haber 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 incluido en la ecuación del promedio de variable dependiente. Véase Bollerslev (1986) y Engle, Lilien, & Robins (1987).

La relación entre la inflación y la incertidumbre de la inflación

Friedman (1977), en su presentación del premio Nobel, sostiene que las tasas de inflación altas causan más incertidumbre sobre las tasas en el futuro. Esto es, cuanto más elevada sea la inflación, mayor será la incertidumbre sobre 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 el nivel de inflación sea alto, y otro que no lo hará. Así, cuando la inflación es alta, resulta que hay más incertidumbre sobre el nivel de la inflación porque las ciudadanos no saben cuyo ocurrirá la estabilización. Es decir, cambios en el tipo de político son aleatorios y la gente no sabe cuyo cuando el político estabilizador será elegido.

En los dos casos de arriba, la inflación es la fuente de la incertidumbre en la economía. Hay algunos modelos recientes que abordan el efecto de la incertidumbre sobre tasa de la inflación en el futuro. Cukierman & Meltzer (1986) y Cukierman (1992) proponen un modelo en el cual al banco central no le gusta la inflación pero, a la vez, está dispuesto a aprovechar la oportunidad de la incertidumbre para crear inflación inesperada. Ellos hacen el supuesto 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 la inflación 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 & Perry (1998) discuten que, dado el hecho que la incertidumbre es costosa para la economía, el Banco Central podría actuar de una manera estabilizadora. Es decir, la incertidumbre puede incentivar al Banco Central a reducir la tasa de inflación para disminuir los costos de la incertidumbre.³ En este artículo, probaremos las dos hipótesis para el caso de México.

El uso del modelo GARCH como una medida de la incertidumbre de la inflación

Antes del uso de GARCH, la literatura económica usaba alguno de los dos métodos alternativos para medir la incertidumbre en la economía. El primer método trata de capturar la incertidumbre con la desviación estándar (que se mueve conforme el tiempo) de la variable de interés. El 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 una manera que sea previsible. Por consiguiente, el hecho de

³ Grier & 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 Estados Unidos. Por lo tanto, es muy probable que la incertidumbre inflacionaria sea muy costosa para la economía.

que una desviación estándar fluctúe mucho no indica que hay mucha incertidumbre en la economía.

El segundo método trata de capturar la incertidumbre con dispersión corta de pronósticos individuales de una encuesta. Este tipo de metodología tiene la desventaja 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 sobre 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 captura la incertidumbre del modelo de Cukierman & Meltzer, donde la incertidumbre es la varianza del componente estático de la variable. Sólo con un modelo GARCH, que mide las innovaciones no esperadas y no la varianza, se logra representar la incertidumbre de Cukierman & Meltzer. GARCH es una prueba explícita de si el movimiento en la varianza condicional de una variable (con el paso del tiempo) es significativa estadísticamente. Los métodos previos no consideran si las fluctuaciones son significativas o no.

El uso de GARCH también, nos 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 un sistema de dos pasos. Además, la literatura económica ha encontrado que la inflación tiende a mostrar heteroskedasticidad condicional significativa, en cuyo caso el uso de OLS (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 heteroskedasticidad condicional significativa.

Por todas 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 autoregresivo de GARCH para la inflación.

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

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

⁴ Zamowitz & Lambros (1987) discuten el uso de las encuestas como medida de la incertidumbre.

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

La ecuación (1) es una representación autoregresiva del promedio condicional de la inflación. La ecuación (2) es una representación GARCH (1,1) de la varianza condicional. El modelo supone que la varianza condicional sigue un proceso ARMA (1,1).

Otros investigadores han usado el modelo ARCH o GARCH indirectamente para probar para una relación entre la inflación promedio y la incertidumbre inflacionaria.⁶ Engle (1983) y Bollerslev (1986), con modelos de ARCH y GARCH respectivamente, estiman la varianza condicional de la tasa de inflación en Estados Unidos y discuten que la inflación alta no tiene una correlación con la incertidumbre. No obstante, los dos autores no usan 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 & Perry (1998) también, usan GARCH para representar la incertidumbre inflacionaria en los países 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 E.U.A. y Alemania, la incertidumbre causa una disminución en la tasa de inflación, mientras en Francia y Japón, más incertidumbre resulta en mayor inflación.

En este artículo, estimamos un sistema de dos ecuaciones simultáneas, para probar la relación entre la inflación e incertidumbre inflacionaria en México. Esta es la primera vez que esta relación ha sido estimada para el caso de México⁷.

Un modelo de la relación entre la inflación promedio y la incertidumbre

En la próxima Sección, probamos nuestras hipótesis sobre 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 ecuación estima 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

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

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

condicional de la inflación, incluyendo rezagos de la inflación como variables explicativas (Véase ecuación (4)). Así tenemos un sistema estadístico donde la incertidumbre puede afectar la tasa de inflación promedio y, al mismo tiempo, la tasa de inflación puede influir sobre el nivel de 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 α_3 fuera positivo y significativo. Por otro lado, para distinguir entre las dos hipótesis sobre el comportamiento del banco central cuando enfrente 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 & Meltzer, donde el banco central actúa de una manera oportunista. Asimismo, un valor de $\gamma_1 < 0$ sería consecuente con la idea de Holland (1995) y Grier & Perry (1998), que el banco central puede actuar de una manera estabilizadora.

Para tener confianza en la validez de nuestras pruebas de hipótesis, necesitamos realizar los siguientes pasos. Primero, es necesario checar 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 alternativo se muestra en las siguientes 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 simultáneamente y probar las hipótesis que aquí nos interesan.

Los resultados

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. La fuente de ellos es el índice de precios al consumidor (IPC), reportados por el Fondo Monetario Internacional. El Cuadro 1 presente la función de autocorrelación para la inflación y dos pruebas para la existencia de raíz unitaria. La primera prueba es la llamada Dickey & Fuller aumentada, la cual se expresa de la siguiente manera:

$$\Delta \pi_t = C + \sum_{i=1}^{k-1} a_i \Delta \pi_{t-i} + \theta \pi_{t-i}, \quad \text{donde "k" debe ser elegido para}$$

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

La función de autocorrelación en el Cuadro 1 muestra que el último rezago de la inflación con una autocorrelación parcial significativa es el decimotercer

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

rezago. Entonces tomamos "k" = 13 y usamos 12 diferencias rezagadas de la inflación en la prueba de Dickey & 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 nivel 0.05. Pero, utilizando la prueba de Phillips & Perron, podemos rechazar la hipótesis de una raíz unitaria al nivel 0.01.

Entonces, la evidencia sobre la estacionalidad de la tasa de la inflación en México es un poco ambigua. Por ello, llevaremos a cabo nuestras investigaciones en dos pasos. Primero, utilizaremos el nivel de la inflación y, después, el primer cambio del nivel de la inflación para probar las hipótesis de interés. Afortunadamente, los resultados son prácticamente los mismos en ambos casos.

Resultados usando el nivel de inflación

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

El cuadro 2 indica que el modelo AR(13) es capaz de capturar 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 heteroskedasticidad condicional fuerte.

Con estos resultados, podemos probar nuestra hipótesis sobre la relación entre el nivel de la inflación y la incertidumbre de la inflación con el modelo GARCH(1,1)-M, considerando inflación rezagada en la ecuación de la varianza. Este modelo se presenta en el Cuadro 3.⁹ Podemos observar que, como antes, no hay ninguna autocorrelación en los errores. Aun más importante es el hecho de que ahora, con nuestro modelo de la varianza condicional, ya no hay tampoco ninguna autocorrelación en los errores cuadrados. Así el modelo captura simultáneamente las características de la serie tanto del nivel como de la varianza de la inflación. Además, todos los coeficientes son significativos, al menos al nivel de 0.05. El uso

⁹ Usamos el método de "quasi-maximum likelihood" de Bollerslev & Wooldridge (1991) para estimar las ecuaciones de GARCH. El programa específico se llama EVIEWS.

del modelo GARCH aumenta el logaritmo de la función de probabilidad desde -1735.8 a -1635.3.

Encontramos evidencia muy fuerte en favor de la hipótesis de Friedman y Ball de que un aumento en la tasa de la inflación causa mayor incertidumbre de la inflación. El valor estimado para el coeficiente α_3 es 2.79 y el estadístico "t" presenta una robusta cifra de 8.28. De este modo, podemos rechazar la hipótesis nula que la varianza condicional de la inflación es independiente del nivel de la inflación al nivel 0.01. Con respecto al efecto de la incertidumbre de la inflación sobre el nivel de la inflación, encontramos evidencia en favor de la idea de Holland (1995) y Grier & Perry (1998) de que el Banco Central puede comportarse de una 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 & Meltzer al nivel 0.05 mientras que no podemos rechazar la hipótesis de Holland y Grier & Perry al mismo nivel.

El primer resultado muestra un costo potencial real de la inflación en México. Es decir, si la incertidumbre de la inflación es costosa para la economía, un alto nivel de inflación es costosa también porque una tasa elevada de esta 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 & Perry (1998) muestran que en el grupo G-7, solamente los Bancos Centrales más independiente (E.U.A. y Alemania) han actuado de esta manera. Cukierman ordena los bancos centrales de 68 países desde 1, lo más independiente, a 68, lo menos independiente. E.U.A. y Alemania reciben las calificaciones de 2 y 5, respectivamente. México, por su parte, recibe una calificación de 32, lo cual le pone en la mitad de la muestra. Sin embargo, hemos encontrado evidencia fuerte de que el Banco de México en realidad ha seguido políticas monetarias cortas y ha tratado de estabilizar la economía cuando ha habido mucha incertidumbre. Hablaremos más del Banco de México en la Sección VI.

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 de arriba usando el primer cambio de la tasa de la inflación. El Cuadro 4 muestra que el cambio en la inflación es claramente estacionario, y que probablemente necesitamos usar 12 rezagos en el modelo del cambio de la inflación promedio. 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 errores. Pero, también como antes, 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 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 sobre la inflación y la incertidumbre.

Presentamos nuestro modelo para el cambio de la inflación (GARCH(1,1)-M con el cambio de la inflación en la varianza condicional) en el Cuadro 6. Como en los resultados anteriores, todos los coeficientes de las nuevas variables son significativas y el logaritmo de función de la probabilidad 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 forma anterior, 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 aun más evidencia en favor de las teorías de Friedman y Ball. También, en el coeficiente γ_1 es negativo y significativo (-0.23 con un estadístico de "t" robusto de 2.5). Este resultado rechaza la hipótesis de Cuikierman & Meltzer y apoya la idea de Holland y Grier & Perry de que el Banco Central puede ser una fuerza para guardar la estabilidad.

La magnitud de los efectos

Hemos mostrado que hay un efecto significativo estadísticamente entre la inflación y la incertidumbre. Aquí consideramos las implicaciones cuantitativas de nuestros resultados. En nuestra muestra, la desviación estándar de la inflación es 26 por ciento y el coeficiente de la inflación rezagada en la ecuación de la varianza condicional es 2.79 (V,ase el 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 por ciento de una desviación estándar de la incertidumbre.

De otro parte, encontramos que el efecto de la incertidumbre sobre la tasa de inflación no es tan fuerte. La desviación es estándar de nuestra medida de incertidumbre es 5 por ciento y el coeficiente de la incertidumbre en la ecuación de la tasa promedio de inflación es -1.17 (V,ase el 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 25 por ciento de una desviación estándar de la tasa de inflación.¹⁰

¹⁰ En el caso de Estados Unidos, Grier & Perry (1998) encuentran resultados muy semejantes a los nuestros aquí. En su artículo, un aumento en la tasa de inflación de una desviación estándar resulta en un aumento en la incertidumbre de 75 por ciento de una desviación estándar de la incertidumbre. Asimismo, su estimación del efecto de la incertidumbre sobre la tasa de inflación en Estados Unidos

Implicaciones de los resultados

Hemos visto que no importa si utilizamos el nivel de la inflación o el cambio del nivel de la inflación. Los resultados son los mismos. Hay una relación muy fuerte y robusta entre la inflación promedio y la incertidumbre sobre la inflación en México que es consistente con la hipótesis de que una inflación elevada causa una alta incertidumbre. Además, hay evidencia de que cuando se enfrenta 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 tipo de comportamiento no corresponde con la calificación de independencia dada al Banco de México por Cukierman.

es prácticamente idéntica a nuestra estimación para México. El uso de cambio en la tasa de inflación en lugar de los niveles no cambia nuestros resultados cuantitativos.

Discusión

Hemos discutido arriba sobre los dos tipos de Bancos Centrales, uno que aprovecha la incertidumbre para crear inflación inesperada, y otro que es estabilizador y trata de disminuir el nivel de inflación cuando existe incertidumbre. Asimismo, hemos encontrado evidencia significativa de que la conducta del Banco de México corresponde al segundo grupo, y que ha intentado estabilizar cuando hay aumentos en la incertidumbre. Como hemos dicho de arriba, este resultado es algo sorprendente, dado que los únicos bancos centrales en el G-7 que muestran el mismo comportamiento son los de E.U.A. y Alemania. Según las ordenaciones de Cukierman (1992), estos bancos son el segundo y quinto más independientes bancos en su muestra, mientras tanto el Banco de México es clasificado como el 32er banco más independiente.

Es posible que las calificaciones de la independencia de los Bancos Centrales sólo tengan sentido para los países desarrollados. Alesina (1988) y Grilli, Masciandaro & Tabellini (1991) encuentran una relación entre la independencia de un Banco Central y el nivel de inflación promedio, pero ellos restringen su muestra a los países muy desarrollados. Es decir que, en el mundo en desarrollo, las calificaciones de la independencia pueden ser engañosas.

Cukierman (1992) habla un 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.¹¹ El caso de México parece ser el opuesto a dichos casos. Aunque recibe una calificación sobre la mitad de la muestra, el Banco de México ha actuado de una manera muy semejante a los Bancos Centrales de E.U.A y Alemania.

De hecho, este comportamiento no debería ser muy sorprendente para México, donde el sector financiero privado ha ejercido una influencia fuerte sobre el Banco de México. Maxfield (1991) habla de la influencia del sector financiero privado sobre el Banco Central, con un enfoque sobre México. Ella mantiene que es este sector el que generalmente está a favor de una política monetaria corta para poder prevenir la erosión del valor de su dinero. El sector financiero aceptaría un poco de inflación si fuera esperada pero lo que no puede tolerar es la incertidumbre sobre la tasa de inflación. Cuanto más vinculado esta, el Banco Central con el sector financiero privado, va a promover más una política monetaria corta y estable.

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 contraloría 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 comprado por los grandes bancos en los años veinte.

¹¹ Véase Bhatt (1980) para una discusión más profunda de este tema.

Los financieros en México han sido muy conservadores y han ejercido una influencia sobre el Banco Central. Un ejemplo ocurrió en los veinte, cuando dos banqueros prominentes se unieron con los acreedores de los Estados Unidos para exigir una política monetaria más corta. En 1936, el escritor de un estatuto de la carta del Banco de México incluye una larga discusión sobre los beneficios de una política corta. Durante las pocas de políticas estrechas, los financieros han aprovechado de su congreso anual para atacar las políticas del gobierno y para exigir un 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 setenta.

Conclusión

Esta investigación ha demostrado tres cosas importantes. Primero, que en México desde 1960, los aumentos en el nivel de la inflación han elevado sensiblemente la incertidumbre sobre la inflación promedio en el futuro. Estos resultados apoyan las teorías de Friedman (1977) y Ball (1992), que sostuvieron que los niveles altos de inflación causan 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 & Perry (1998), pero sorprendente considerando la calificación 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, tratando de mitigar este costo.

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

Referencias bibliográficas

- Alesina, Alberto, "Macroeconomics and politics", in Stanley Fischer (ed.) NBER Macroeconomics Annual, Cambridge, MIT Press, 1988..
- Armijo, L., "The political economy of Brazilian central banking, 1965 to 1987", Paper presented at the annual meeting of the American Political Science Association, Washington D.C., 1988.
- Benabou, Roland, "Comment on the welfare costs of moderate inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 1991, 23, 504-513.
- Baillie, Richard, Ching-Fan Chung and Margie Tieslau, "Analysing inflation by the fractionally integrated ARIMA-GARCH model", *Journal of Applied Econometrics*, 1996, 11, 23-40.
- Ball, Laurence, "Why does high inflation raise inflation uncertainty?", *Journal of Monetary Economics*, 1992, 29, 371-388.
- Bhatt, V., "Some aspects of financial policies and Central banking in developing countries", in W.L. Coats, Jr. and D.R. Katkhate (eds.) *Money and monetary policy in less developed countries*, Oxford, Pergamon Press, 1980.
- Bollerslev, Tim, "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* 31, 1986, 307-327.
- Bollerslev, Tim and Jeffrey Wooldridge, "Quasi maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time varying covariances", *Econometrics Reviews*, 1991.
- Brunner, Allan, "Comment on inflation regimes and the sources of inflation uncertainty", *Journal of Money, Credit and Banking* 25, 1993, 512-514.
- Brunner, Allan, and Gregory Hess, "Are higher levels of inflation less predictable? A state-dependent conditional heteroskedasticity approach", *Journal of Business and Economics Statistics*, 11, 1993, 187-197.
- Cooley, Thomas and Gary Hansen, "The welfare costs of moderate inflations", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1991, 23, 483-503.
- Cosimano, Thomas and Dennis Jansen, "Estimates of the variance of US inflation based upon the ARCH model", *Journal of Money, Credit, and Banking* 20, 1988, 409-421.
- Cukierman, Alex and Alan Meltzer, "A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and assymetric information", *Econometrica* 54, 1986, 1099-1128.
- Cukierman, Alex, *Central bank strategy, credibility, and independence*, Cambridge, MIT Press, 1992.
- Engle, Robert, "Estimates of the variance of US inflation based on the ARCH model", *Journal of Money, Credit, and Banking* 15, 1983, 286-301.
- Engle, Robert, David Lilien, and Russell Robins, "Estimating time-varying risk premia in the term structure : the ARCH-M model," *Econometrica*, 1987, vol. 55, 391-407.
- Epstein, G., and T. Ferguson, "Monetary policy, loan liquidation, and industrial conflict: the Federal Reserve and the open market operations of 1932", *Journal of Economic History* 44, December, 1984, 957-984.
- Epstein, G., and J. Schor, "Corporate profitability as a determinant of restrictive monetary policy," in T. Mayer (ed.) *The political economy of American monetary policy*, Cambridge, Cambridge University Press, 1990.

- Friedman, Milton, "Nobel Lecture: Inflation and unemployment," *Journal of Political Economy* 85, 1977, 451-472.
- Golob, John, "Inflation, inflation uncertainty and relative price variability: a survey," *Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper #93-15*, 1993.
- Goodman, J., "The politics of central banking," Paper presented at the annual meeting of the American Political Science Association, Washington D.C, 1988.
- Goodman, J., "Monetary politics in France, Italy, and Germany, 1973-1985," *Division of Research, Graduate School of Business Administration, Harvard University Reprint Series*, 1990.
- Grier, Kevin, and Mark J. Perry, "Inflation, inflation uncertainty and relative price dispersion: evidence from bivariate GARCH-M models," *Journal of Monetary Economics*, 38, 1996a, 391-405.
- Grier, Kevin, and Mark J. Perry, "The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth", working paper, Tulane University, 1998.
- Grier, Kevin, and Mark J. Perry, "Inflation and inflation uncertainty in the G-7 countries," forthcoming, *Journal of International Money and Finance*, 1998.
- Grilli, Vittorio, Donato Masciandaro, and Guido Tabellini, "Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries, *Economic Policy* 13, 1991, 341-392.
- Holland, A. Steven, "Comment on inflation regimes and the sources of inflation uncertainty," *Journal of Money, Credit, and Banking* 25, 1993, 515-520.
- Holland, A. Steven, "Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering," *Journal of Money, Credit, and Banking* 27, 1995, 827-837.
- Kettl, D., *Leadership at the Fed*, New Haven, Yale University Press, 1986.
- Maxfield, Sylvia, "Bankers alliances in Mexico and Brazil", *Comparative Political Studies* 23, 4, January, 1991, 419-458.
- Pagan, Adrian, "Econometric issues in the analysis of regressions with generated regressors," *International Economic Review*, 1984, 25, 221-247.
- Zarnowitz, Victor and Louis Lambros, "Consensus and uncertainty in economic prediction," *Journal of Political Economy* 95, 1987, 591-621.

**Cuadro 1. Prueba de raíz unitaria en la tasa de Inflación:
México 1960.01 - 1997.06**

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*	1089.9
5	0.677	0.030	1299.5
6	0.646	0.030	1490.6
7	0.635	0.100*	1675.9
8	0.618	0.014	1851.5
9	0.599	0.022	2016.7
10	0.590	0.064	2177.4
11	0.604	0.127*	2346.5
12	0.594	-0.016	2510.6
13	0.536	-0.177**	2644.2
14	0.497	-0.018	2759.3
15	0.477	0.002	2865.6
16	0.458	-0.021	2963.7
17	0.442	0.035	3055.6
18	0.429	0.009	3142.1

B. Pruebas de existencia de una raíz unitaria

La Prueba de Dickey-Fuller Aumentada con 12 diferencias rezagadas
DFA estadística de T = -2.698*

La Prueba de Phillips y Perron truncada en el rezago de 5
PP estadística de T = -5.23***

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.

Cuadro 2: El modelo de series de tiempo de la tasa de inflación en México, 1960.01-1997.06

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

Log-likelihood = -1735.78 $R^2 = .81$

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

Q²(6) = 88, Q²(12) = 89.9, Q²(18) = 92.11

Los números entre paréntesis son los estadísticos t robustos con respecto a la heteroskedasticidad 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 reportamos arriba por razones de espacio.

Los valores críticos al nivel .05 son los siguientes:

Q(6) y Q²(6) = 12.6

Q(12) y Q²(12) = 21

Q(18) y Q²(18) = 28.9

Cuadro 3: El modelo GARCH (1,1)-M probando la relación entre la inflación y la incertidumbre de la inflación, México 1960.01-1997.06

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

$$\begin{aligned} \sigma_{et}^2 = & 29.5 + .26\epsilon_{t-1}^2 + .036\sigma_{et-1}^2 + 2.79\Pi_{t-1} \\ & (5.04) \quad (3.19) \quad (2.27) \quad (8.28) \end{aligned}$$

Log-likelihood = -1635.3

Q(6) = 1.63, Q(12) = 5.54, Q(18) = 7.28

Q²(6) = 8.81, Q²(12) = 17.2, Q²(18) = 19.9

Los números entre paréntesis son los estadísticos t robustos con respecto a la heteroskedasticidad y la autocorrelación. Usamos 11 variables dummy, una para cada mes excepto Diciembre, para controlar la temporalidad. Ellos son significativos al nivel .01 pero no los reportamos arriba por razones de espacio.

Los valores críticos al nivel .05 son los siguientes:

Q(6) y Q²(6) = 12.6

Q(12) y Q²(12) = 21

Q(18) y Q²(18) = 28.9

**Cuadro 4. Pruebas de raíz unitaria en el cambio en la tasa de Inflación:
México 1960.01 - 1997.06**

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	59.420
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 estadística de T = -7.20***

La Prueba de Phillips y Perron con un rezago cortado de 5
PP estadística de T = -33.39***

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.

Cuadro 5: El modelo de series de tiempo del cambio de la tasa de inflación en México, 1960.01-1997.06

$$\begin{aligned} \Delta\Pi_t = & 5.79 - .28 \Delta\Pi_{t-1} - .20 \Delta\Pi_{t-2} - .21 \Delta\Pi_{t-3} - .09 \Delta\pi_{t-4} \\ & (2.14) \quad (2.50) \quad (2.30) \quad (2.30) \quad (.96) \\ & - .09\Delta\Pi_{t-5} - .10\Delta\Pi_{t-6} - .06\Delta\Pi_{t-7} - .04\Delta\Pi_{t-8} - .07\Delta\Pi_{t-9} \\ & (1.29) \quad (1.48) \quad (.99) \quad (.82) \quad (1.84) \\ & - .04\Delta\Pi_{t-10} + .10\Delta\Pi_{t-11} + .05\Delta\Pi_{t-12} + \epsilon_t \\ & (1.08) \quad (2.64) \quad (.89) \end{aligned}$$

Log-likelihood = -1739.60 R² = .264

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

Q²(6) = 120.83, Q²(12) = 122.65, Q²(18) = 125.99

Los números entre paréntesis son los estadísticos t robustos con respecto a la heteroskedasticidad y la autocorrelación. Usamos 11 variables dummy, una para cada mes excepto Diciembre, para controlar la temporalidad. Ellos son significativos al nivel .01 pero no los reportamos arriba por razones de espacio.

Los valores críticos al nivel .05 son los siguientes:

Q(6) y Q²(6) = 12.6

Q(12) y Q²(12) = 21

Q(18) y Q²(18) = 28.9

Cuadro 6: El modelo GARCH (1,1)-M para probar la relación entre el cambio en la inflación y la incertidumbre, México 1960.01-1997.06

$$\begin{aligned} \Delta\Pi_t = & 9.49 - .27 \Delta\Pi_{t-1} - .16 \Delta\Pi_{t-2} - .13 \Delta\Pi_{t-3} - .05 \Delta\Pi_{t-4} \\ & (5.07) \quad (4.91) \quad (2.74) \quad (1.96) \quad (1.04) \\ & - .03\Delta\Pi_{t-5} - .13\Delta\Pi_{t-6} - .02\Delta\Pi_{t-7} - .08\Delta\Pi_{t-8} - .04\Delta\Pi_{t-9} \\ & (.59) \quad (2.85) \quad (.45) \quad (2.23) \quad (.92) \\ & + .05\Delta\Pi_{t-10} + .06\Delta\Pi_{t-11} + .09\Delta\Pi_{t-12} - .23\sigma_{et} + \epsilon_t \\ & (1.33) \quad (2.13) \quad (3.05) \quad (2.50) \end{aligned}$$

$$\sigma_{et}^2 = 9.70 + .31\epsilon_{t-1}^2 + .66 \sigma_{et-1}^2 + 5.78\Pi_{t-1}$$

(5.11) (6.08) (20.9) (6.23)

Log-likelihood = -1631.35

Q(6) = 5.79, Q(12) = 13.74, Q(18) = 18.72

Q²(6) = 1.51, Q²(12) = 6.71, Q²(18) = 8.77

Los números entre paréntesis son los estadísticos t robustos con respecto a la heteroskedasticidad y la autocorrelación. Usamos 11 variables dummy, una para cada mes excepto Diciembre, para controlar la temporalidad. Ellos son significativos al nivel .01 pero no los reportamos arriba por razones de espacio.

Los valores críticos al nivel .05 son los siguientes:

Q(6) y Q²(6) = 12.6

Q(12) y Q²(12) = 21

Q(18) y Q²(18) = 28.9