

Los efectos asimétricos de la inflación, la incertidumbre inflacionaria y el crecimiento económico en México^{*}

The asymmetric effects of inflation, inflationary uncertainty and economic growth in Mexico

(Recibido: 02/mayo/2020; aceptado: 09/julio/2020; publicado: 04/septiembre/2020)

*Eduardo Rosas Rojas^{**}*

RESUMEN

Se explora el impacto de la inflación y su incertidumbre sobre el crecimiento económico de México. Además, se investiga la relación de causalidad entre la inflación y su incertidumbre nominal. Para ello, se estima un modelo de correlación condicional constante (CCC) GARCH Bivariado asimétrico, el cual permite modelar la incertidumbre de la inflación y del producto en el periodo de agosto de 1984 a junio de 2019. Estas variables se utilizan para comprobar el efecto de retroalimentación establecido por la teoría, empleando pruebas de causalidad de Granger con el enfoque Toda-Yamamoto. Los resultados empíricos muestran que, los choques de las malas noticias repercuten en mayor medida sobre la incertidumbre inflacionaria y del producto, si se les compara con impactos de igual magnitud provocados por las buenas noticias. También se comprueba el cumplimiento de la hipótesis de Friedman-Ball, la validez de la hipótesis de Holland, así como la presencia de un efecto Tobin en la economía mexicana.

Palabras Clave: inflación; incertidumbre inflacionaria; crecimiento económico; modelos GARCH asimétricos.

Clasificación JEL: C32; D81; E31; F43.

^{*} Esta investigación se realizó con el apoyo del Cuerpo Académico en Economía Financiera de la Universidad Autónoma del Estado de México, Centro Universitario UAEM Valle de México.

^{**} Profesor Investigador titular “C” adscrito al Centro Universitario UAEM Valle de México. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores del CONACYT, nivel I. Correo electrónico: erosasr@uaemex.mx; ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7255-7778>.

ABSTRACT

The impact of inflation and its uncertainty on Mexico's economic growth is explored. In addition, the causal relationship between inflation and its nominal uncertainty is investigated. For this, an asymmetric bivariate GARCH constant conditional correlation (CCC) model is estimated, which allows modeling the inflation uncertainty and the uncertainty output in the period from August 1984 to June 2019. These variables are used to test the feedback effect established by the theory, using Granger causality tests with the Toda-Yamamoto approach. The empirical results show that shocks of bad news have a greater impact on inflation and output uncertainty, when compared to impacts of equal magnitude caused by good news. Compliance with the Friedman-Ball hypothesis, the validity of the Holland hypothesis, as well as the presence of a Tobin effect in the Mexican economy are also verified.

Keywords: inflation; inflationary uncertainty; economic growth; asymmetric GARCH models.

JEL Classification: C32; D81; E31; F43.

INTRODUCCIÓN

Entre los objetivos centrales de las políticas macroeconómicas se encuentran fomentar el crecimiento y mantener la inflación en un nivel bajo. En general, se reconoce que la inflación alta y volátil es perjudicial para el crecimiento económico y conlleva costos de bienestar. Sin embargo, la forma en cómo la inflación y su incertidumbre determinan conjuntamente el crecimiento económico sigue siendo una pregunta sin respuesta, particularmente para la economía mexicana. Además, se reconoce ampliamente que el nivel de inflación está estrechamente relacionado con la incertidumbre inflacionaria, tanto a nivel teórico como empírico. La motivación principal de este estudio ha sido determinar el impacto individual de estas dos variables en el crecimiento económico, y la relación de causalidad entre ellas.

La teoría económica puede predecir un efecto positivo, negativo o nulo de la inflación sobre el crecimiento del producto, dependiendo de los supuestos específicos del modelo. Tobin (1965) presenta un modelo en el que la inflación reduce la riqueza acumulada, lo que a su vez aumenta el ahorro, la inversión y el crecimiento real. En contraste, Stockman (1981) muestra que, en una economía con una restricción de efectivo por adelantado tanto en consumo como en inversión, la inflación reducirá el crecimiento económico. Mientras que, Sidrauski (1967) construye un modelo de la super neutralidad de la inflación.

Existe, además, otro vínculo teórico que no ha sido suficientemente estudiado entre el proceso de volatilidad de la inflación y el crecimiento económico. Friedman (1977) sostiene informalmente, en su discurso Nobel, que la alta volatilidad de la inflación inhibe el crecimiento económico. Adicionalmente, existe la complicación

potencial de que una mayor inflación (incertidumbre inflacionaria) puede aumentar la incertidumbre inflacionaria (inflación).

Después de los artículos de Engle (1982) y Bollerslev (1986), muchos estudios comenzaron a estimar la incertidumbre de la inflación y del producto como la varianza condicional de los choques no anticipados para el proceso de inflación y del crecimiento del producto, respectivamente. Posteriormente, con la introducción del modelo multivariado GARCH (MGARCH) propuesto por Bollerslev (1990), se ha podido comprobar como un sistema la relación que involucra la inflación, el crecimiento del producto y sus incertidumbres correspondientes y, por lo tanto, se pueden comprobar varias hipótesis de manera conjunta.

En los trabajos empíricos que se han realizado predominan dos enfoques metodológicos, el enfoque simultáneo y el enfoque en dos etapas. El primero utiliza modelos GARCH en media bivariados para proveer estimaciones de la tasa de inflación promedio y su varianza condicional, al mismo tiempo que calibra el impacto de la incertidumbre nominal sobre el crecimiento económico. Entre los principales estudios se encuentran Grier y Perry (2000); Grier *et al.* (2004); Wilson (2006); Grier y Grier (2006); Hartmann y Roestel (2013) y Conrad y Karanasos (2015). El segundo enfoque sigue un método de dos pasos, donde las varianzas condicionales de la inflación y el crecimiento del producto se estiman a partir de un modelo GARCH bivariado y luego se utiliza la técnica de causalidad de Granger ajustada por Toda-Yamamoto para comprobar la existencia de estas relaciones. Los principales trabajos desarrollados son los de Fountas *et al.* (2006), Fountas y Karanasos (2007), Ozdemir (2010), Jiranyakul y Opiela (2011) y Mohd *et al.* (2013).

De acuerdo con Grier y Perry (1998) se planteó desarrollar el segundo enfoque por tres razones: (1) Permite capturar los efectos rezagados entre las variables de interés; (2) El enfoque simultáneo está sujeto a la crítica de la potencial negatividad de la varianza; (3) El enfoque de causalidad de Granger minimiza el número de parámetros estimados. Dentro del enfoque de dos etapas se especifica una correlación condicional constante (CCC-GARCH Bivariado) utilizada en Grier y Perry (2000), Fountas *et al.* (2006), Jiranyakul y Opiela (2011) y Conrad y Karanasos (2015). Esta condición reduce en gran medida el número de parámetros desconocidos y, por lo tanto, simplifica la estimación (Bollerslev 1990). Además, el modelo captura la asimetría existente, identificando así el efecto que generan las buenas y malas noticias en la estructura de varianza-covarianza para la inflación y el crecimiento económico.

La vasta mayoría de estudios realizados sobre el tema se enfocan en economías desarrolladas, principalmente se han realizado investigaciones para el G-7, los países de la OCDE, economías de Europa y Asia. Sin embargo, aún existen pocas investigaciones orientadas a economías latinoamericanas. Para llenar este vacío, el presente trabajo analiza la economía mexicana con la implementación de un modelo CCC-GARCH Bivariado asimétrico y desarrolla pruebas de causalidad de Granger

con el enfoque Toda-Yamamoto para comprobar las hipótesis planteadas. Los resultados empíricos sustentan el cumplimiento de la hipótesis de Friedman-Ball, la validez de la hipótesis de Holland, así como la presencia de un efecto Tobin.

El resto de documento se encuentra estructurado como sigue. En la primera sección, se muestra una revisión de la literatura que sustenta las hipótesis planteadas y se exponen las principales evidencias empíricas. En la segunda sección, se estiman los modelos econométricos y las pruebas de causalidad. La cuarta sección reporta el análisis empírico de los datos y presenta los resultados. Finalmente, se presentan las conclusiones.

I. REVISIÓN DE LA LITERATURA Y EVIDENCIA EMPÍRICA

En las décadas recientes se ha identificado un énfasis considerable en el impacto de la incertidumbre económica sobre el estado de la macroeconomía. Los choques exógenos a la economía generan incertidumbre sobre la tasa de inflación y el producto y tienden a causar una desviación de estas variables respecto a sus valores deseados y, por lo tanto, se requiere un mejor entendimiento de las relaciones de causalidad que operan entre la inflación, su incertidumbre y el crecimiento económico en México.

La hipótesis de Friedman-Ball y la hipótesis de Pourgerami y Maskus

Friedman (1977, p. 466) escribió en su conferencia Nobel: “Una explosión de inflación produce una fuerte presión para contrarrestarla. La política va de una dirección a otra, alentando una amplia variación en la tasa de inflación real y anticipada... Todos reconocen que existe una gran incertidumbre acerca de cuál será la inflación real en un intervalo futuro específico”. Por lo tanto, según Friedman (1977), un aumento en la tasa promedio de inflación conduce a una mayor incertidumbre inflacionaria. Ball (1992) utiliza un juego de información asimétrica, donde el público sabe que un tipo de formulador de políticas monetarias está dispuesto a asumir los costos económicos de reducir la inflación, mientras que el otro tipo no lo está. Cuando la inflación es baja, ambos responsables políticos la mantendrán así. Sin embargo, cuando la inflación es alta, solo el político resistente bajará la inflación. Dado que los formuladores de políticas en el modelo de Ball se alternan estocásticamente en el cargo, un aumento en la inflación eventualmente aumentará la incertidumbre sobre la ruta de la inflación futura porque no se sabe cuánto tiempo pasará antes de que el político resistente llegue al poder y disminuya la inflación. Por lo tanto, el trabajo de Ball proporciona una justificación formal del conocido punto de vista de Friedman.

También es posible que más inflación conduzca a un menor nivel de incertidumbre inflacionaria; es decir, que la relación de causalidad presente un signo

negativo. El argumento presentado por Pourgerami y Maskus (1987) es que, en presencia de un aumento de los precios, los agentes pueden invertir más recursos en pronosticar la inflación, reduciendo así la incertidumbre sobre la misma. Un análisis formal de este efecto se presenta en Ungar y Zilberfarb (1993).

La hipótesis de Cukierman y Meltzer y la hipótesis de Holland.

La literatura teórica también ha abordado la dirección opuesta de causalidad a la examinada por Friedman-Ball. Esta examina el impacto de un cambio en la incertidumbre de la inflación sobre la tasa promedio de inflación. Cukierman y Meltzer (1986) emplean el modelo desarrollado por Barro y Gordon (1983), donde los agentes enfrentan incertidumbre sobre la tasa de crecimiento monetario y, por lo tanto, la inflación. En presencia de esta incertidumbre, el formulador de políticas del banco central aplica una estrategia monetaria expansiva para sorprender al público y disfrutar de ganancias en la producción. Este argumento implica un efecto causal positivo de la incertidumbre inflacionaria hacia la tasa promedio de la inflación, es decir una respuesta oportunista por parte del banco central.

Holland (1995) presenta un argumento diferente basado en el motivo de estabilización de la autoridad monetaria, la llamada "hipótesis de estabilización de la FED". Afirma que, a medida que aumenta la incertidumbre inflacionaria debido al incremento de la inflación, la autoridad monetaria responde contrayendo el crecimiento de la oferta monetaria, para eliminar la incertidumbre inflacionaria y los efectos negativos asociados al bienestar. Por lo tanto, el argumento de Holland apoya el signo opuesto en la relación de causalidad, es decir, un efecto negativo de la incertidumbre inflacionaria sobre la inflación. La ambigüedad teórica que rodea esta relación causal requiere una investigación empírica del signo del efecto.

La segunda hipótesis de Friedman y la hipótesis de Dotsey y Sarte

La segunda parte de la hipótesis de Friedman (1977) predice que la incertidumbre inflacionaria causa un efecto adverso en la producción. Este resultado se basa en la idea de que la incertidumbre sobre la inflación futura distorsiona el aspecto de eficiencia de asignación del mecanismo de precios. Específicamente, la incertidumbre de la inflación afecta tanto la asignación intertemporal (a través de su efecto sobre la tasa de interés) como la intratemporal (a través de su efecto sobre los precios relativos en presencia de rigideces nominales) de los recursos. De esta manera, el efecto esperado en esta relación de causalidad es negativo.

En marcado contraste, Dotsey y Sarte (2000), utilizan un modelo de anticipo de efectivo, con el cual obtienen un resultado bastante desconcertante: una mayor incertidumbre inflacionaria puede aumentar la producción. Según esta línea de

pensamiento, un aumento en la variabilidad del crecimiento del dinero (inflación) hace que el rendimiento de los saldos monetarios sea incierto y conduce a una caída en la demanda de saldos monetarios reales y el consumo. Esto aumenta los ahorros de precaución y, en respuesta a una mayor inflación anticipada, el grupo de inversionistas mejora el crecimiento económico.

Las hipótesis de Tobin, Stockman y Sidrauski

Tobin (1965) desarrolló un modelo de crecimiento económico de dos activos, capital físico y dinero, con tasas de ahorro constante. En este modelo se establece que un incremento en la inflación podría dar lugar a un intercambio de portafolio, a medida que los hogares desplazan su dinero hacia el capital físico (formas más productivas), induciendo una mayor intensidad de capital de la economía, lo que afectaría positivamente el ingreso per cápita. Por lo tanto, de acuerdo con el “efecto Tobin” un aumento permanente en la tasa de inflación daría como resultado un aumento en el nivel de capital y producción en estado estacionario y una caída en la tasa de interés real. De esta forma, se observa una relación positiva entre la inflación y el crecimiento económico.

En contraposición, Stockman (1981) afirma que la inflación tiene un efecto negativo en la producción. En su modelo, trata el dinero como un complemento del capital, ya que las empresas guardan dinero para financiar proyectos de inversión. Cuando la inflación aumenta, reduce el poder adquisitivo del dinero; por lo tanto, las personas reducen sus compras de bienes en efectivo y bienes de capital. Por lo tanto, la inflación en este modelo tiende a reducir el nivel de producción en el estado estacionario.

Finalmente, algunas teorías no encuentran relación entre la tasa de inflación y el crecimiento. Sidrauski (1967) introdujo el dinero en el modelo de crecimiento neoclásico, demostrando que el dinero es súper neutral, es decir, la tasa de crecimiento del dinero no tiene efecto sobre las variables reales. Como resultado, la inflación no tiene efecto sobre la acumulación de capital del estado estacionario, el nivel de producción ni la tasa de crecimiento del producto. La relación de causalidad y las teorías asociadas presentadas en esta sección se pueden resumir en la siguiente tabla.

Tabla1
Teorías sobre la causalidad y el efecto de la inflación, la incertidumbre inflacionaria y el producto.

Hipótesis a comprobar- Teorías	Signo del efecto
(1) La inflación causa Granger a la incertidumbre inflacionaria	
Friedman (1977), Ball(1992)	(+) Positivo
Pourgerami and Maskus (1987), Ungar and Zilberfarb (1993)	(-) Negativo
(2) La incertidumbre inflacionaria causa Granger a la inflación	
Cukierman and Meltzer (1986)	(+) Positivo
Holland (1995)	(-) Negativo
(3) La incertidumbre inflacionaria causa Granger al crecimiento del producto	
Friedman (1977)	(-) Negativo
Dotsey y Sarte(2000)	(+) Positivo
(4) La inflación causa Granger al crecimiento del producto	
Tobin(1965)	(+) Positivo
Stockman (1981)	(-) Negativo
Sidrauski (1967)	(0) Nulo

Fuente: Elaboración propia.

Evidencia Empírica

Los primeros estudios sobre la relación entre inflación y su incertidumbre inflacionaria y, que utilizaron la metodología GARCH como medida de la incertidumbre, mostraron, en su gran mayoría que existe evidencia a favor de la hipótesis de Friedman-Ball; es decir, que un incremento en la inflación lleva a una mayor incertidumbre inflacionaria (Grier y Perry, 1998; Fountas *et al.*, 2004; Conrad y Karanasos, 2005; Fountas *et al.*, 2006; Thornton, 2007; Grier y Grier, 2006; Fountas y Karanasos 2007; Bredin *et al.*, 2009; Bredin y Fountas, 2009; Ozdemir, 2010; Jiranyakul y Opiela, 2011; Conrad y Karanasos, 2015).

A su vez, los estudios realizados sobre la interacción entre la incertidumbre inflacionaria y la inflación han presentado resultados mixtos. Las investigaciones que encuentran evidencia a favor de la hipótesis de Cukierman y Meltzer son: Fountas *et al.* (2006), Fountas, (2010) y Ozdemir, 2010. Mientras que, los resultados son mixtos, es decir se cumple la hipótesis Cukierman-Meltzer y la hipótesis de Holland en: Grier y Perry (1998), Fountas *et al.* (2004), Bredin *et al.* (2009), Bredin y Fountas (2009) y Chowdhury *et al.* (2018). Estos resultados se orientan principalmente al G-7, economías europeas, países del sudeste asiático, Estados Unidos y el Reino Unido.

Con relación al impacto de la incertidumbre inflacionaria sobre el crecimiento del producto, los resultados de las principales investigaciones muestran, en su mayoría, que un incremento en la incertidumbre inflacionaria reduce el crecimiento

del producto; es decir, se cumple la segunda hipótesis de Friedman (Grier y Perry, 2000; Elder, 2004; Grier *et al.*, 2004; Grier y Grier, 2006; Fountas *et al.*, 2006; Fountas y Karanasos, 2007; Jiranyakul y Opiela, 2011; Conrad y Karanasos, 2015; Hartmann y Roestel, 2013; Chowdhury *et al.*, 2018). Las economías investigadas son: el G-7, Japón, Tailandia, Estados Unidos, Reino Unido, México. También se ha encontrado evidencia mixta para algunas economías europeas (Fountas *et al.*, 2004; Conrad y Karanasos 2005). Mientras que, en los trabajos de Fountas (2010) y Ozdemir (2010), la relación que se ha encontrado es que la incertidumbre inflacionaria causa positivamente al producto para los casos de algunos países industrializados (22 economías, la mayoría europeas, más Canadá y Estados Unidos) y del Reino Unido, respectivamente, es decir, únicamente se cumple la hipótesis de Dotsey y Sarte.

Para determinar la existencia de un “efecto Tobin” en las economías en desarrollo, se deben considerar umbrales de inflación (entornos de inflación baja a moderada y entornos de alta inflación), pues existe una tasa crítica de inflación por debajo de la cual un aumento modesto de los precios puede estimular la actividad real y, por encima del umbral crítico, un aumento interfiere con la asignación eficiente de capital de inversión, afectando negativamente el crecimiento. Fischer (1993) y Barro (1995) presentan evidencia empírica de un impacto negativo de la inflación sobre el crecimiento del producto. Por último, respecto a la evidencia empírica que apoya la hipótesis de Sidrauski (1967), se encuentra un análisis de corte transversal desarrollado por Bruno y Easterly (1998), en el que sugieren que no existe una relación a largo plazo entre la inflación y el crecimiento.

En general, las investigaciones sobre la relación entre inflación, incertidumbre y crecimiento económico son escasas para la región latinoamericana y en particular, para el caso de México. Una de las principales investigaciones es la desarrollada por Grier y Grier (2006), en la que estiman un modelo GARCH-M bivariado con parametrización de covarianzas BEKK para el periodo 1972 a 2001. Encuentran que la tasa de inflación promedio tiene un efecto negativo sobre el crecimiento del producto (segunda hipótesis de Friedman), este resultado surge del efecto positivo que tiene la inflación promedio sobre la incertidumbre inflacionaria (hipótesis de Friedman-Ball). También descubren que la incertidumbre inflacionaria presenta un efecto negativo y significativo sobre la tasa de crecimiento del producto.

Perrotini y Rodríguez (2012), también examinan la relación entre inflación, incertidumbre inflacionaria y crecimiento económico en México para el periodo 1929-2009, con datos anuales. Mediante un modelo GARH Multivariado encuentran evidencia a favor de que la inflación causa al crecimiento económico. También sostienen que se cumple la hipótesis de Friedman-Ball, la cual sostiene que una creciente inflación conduce a mayor incertidumbre nominal. Y encuentran que se cumple la hipótesis de estabilización de Holland; es decir, que el banco central intenta contrarrestar la incertidumbre reduciendo la oferta monetaria.

Respecto a las investigaciones que relacionan exclusivamente la inflación y su incertidumbre inflacionaria para el caso mexicano, se encuentran los siguientes trabajos. Grier y Grier (1998), utilizan un modelo GARCH en media con datos mensuales para el periodo 1960-1997 encuentran que los incrementos en la tasa de inflación resultan en una mayor incertidumbre inflacionaria (hipótesis de Friedman-Ball). También encuentran que una mayor incertidumbre inflacionaria está asociada con una menor inflación promedio (hipótesis de Holland). En la investigación de Rosas y López (2018), se encuentran estos mismos resultados, pero utilizando un modelo GARCH en media asimétrico con datos mensuales que van de enero de 1969 a febrero de 2017.

II. UN MODELO ECONOMETRICO PARA LA INFLACIÓN, LA INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO.

Se adopta un enfoque de dos pasos para probar las cuatro hipótesis mencionadas en la primera sección. Se estima un sistema bivariado de ecuaciones para modelar los procesos de inflación y producción, junto con sus varianzas condicionales. Específicamente, en la primera etapa, se desarrolla un modelo CCC-GARCH Bivariado que consta de las siguientes cinco ecuaciones:

$$\pi_t = \phi_{\pi 0} + \sum_{i=1}^{12} \phi_{\pi\pi,i} \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^8 \phi_{\pi y,i} y_{t-i} + \varepsilon_{\pi t} \quad (1)$$

$$h_{\pi,t} = \mu_{\pi} + \alpha_{\pi} \varepsilon_{\pi,t-1}^2 + \beta_{\pi} h_{\pi,t-1} \quad (2)$$

$$y_t = \phi_{y0} + \sum_{i=1}^{12} \phi_{y\pi,i} \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \phi_{yy,i} y_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (3)$$

$$h_{y,t} = \mu_y + \alpha_y \varepsilon_{y,t-1}^2 + \beta_y h_{y,t-1} \quad (4)$$

$$h_{\pi y,t} = \rho (h_{\pi t})^{1/2} (h_{yt})^{1/2} \quad (5)$$

Donde π_t es la tasa de inflación, y_t es la tasa de crecimiento real del producto, $h_{\pi,t}$, $h_{y,t}$ representan la varianza condicional de la inflación y del producto, respectivamente, mientras que $h_{\pi y}$ es la covarianza condicional entre ε_{π} y ε_y . El modelo asume que los coeficientes son estacionarios, con $E_t(\varepsilon_{\pi t}) = E_t(\varepsilon_{yt}) = 0$,

$$Var(\varepsilon_{\pi t}) = \phi_{\pi 0}(1 - \phi_{\pi\pi}(1) - \phi_{\pi y}(1))^{-1}, Var(\varepsilon_{y t}) = \phi_{y 0}(1 - \phi_{y\pi}(1) - \phi_{yy}(1))^{-1} \text{ y } Cov(\varepsilon_{\pi, t}, \varepsilon_{\pi, s}) = Cov(\varepsilon_{y, t}, \varepsilon_{y, s}) = 0 \text{ para } t \neq s \text{ si y sólo si } \alpha + \beta < 1.$$

También se asume que los términos de error en las ecuaciones (1) y (3) se distribuyen como una normal y que la correlación condicional constante, representada por “ ρ ” se encuentra entre -1 y 1.

La ecuación (1) describe la tasa de inflación promedio como una función de la inflación rezagada y de la tasa de crecimiento del producto rezagado. La ecuación (2) modela la varianza condicional de la inflación (incertidumbre inflacionaria) con un rezago del residuo cuadrático y un rezago de la varianza. A su vez, la ecuación (3) describe la media condicional del crecimiento del producto real como una función del producto rezagado y de la inflación rezagada. La ecuación (4) calibra la varianza condicional de la tasa de crecimiento del producto con un rezago de los errores cuadráticos y de la varianza. Finalmente, la ecuación (5) es un modelo de correlación condicional constante de la covarianza entre ε_y y ε_π .

El sistema de ecuaciones (1) y (3)¹ se estima utilizando el método de optimización numérica de Berndt (1974), denominado algoritmo BHHH para obtener el cálculo de la máxima verosimilitud de los parámetros. Bollerslev (1990) comprueba que, si se cumplen los supuestos de estacionariedad, la estimación BHHH de la matriz de covarianza asintótica de los coeficientes será consistente. Dado el tamaño de muestra relativamente grande, más de 400 observaciones, las estadísticas de prueba “t” asintóticas estimadas deberían ser lo suficientemente precisas. Adicionalmente se estima la correlación condicional constante asumiendo la distribución de errores como una “t-student” multivariada. Por último, se especifica al modelo CCC-GARCH Bivariado un esquema GJR (Glosten *et al.*, 1993); cuya estructura identifica la magnitud de los choques positivos y negativos², lo que permite medir la posible asimetría del modelo.

¹ En general un modelo bivariado VAR (2) puede ser representado como:

$$X_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-i} + \varepsilon_t,$$

Donde:

$$\phi_0 = \begin{bmatrix} \phi_{\pi 0} \\ \phi_{y 0} \end{bmatrix}, \text{ y } \phi_i = \begin{bmatrix} \phi_{\pi\pi, i} & \phi_{\pi y, i} \\ \phi_{y\pi, i} & \phi_{yy, i} \end{bmatrix},$$

Con X_t como un vector columna de orden 2×1 dado por $X_t = (\pi_t, y_t)^T$, donde ϕ_0 es un vector 2×1 de constantes y ϕ_i es la matriz de parámetros de orden 2×2 .

² De esta manera, las ecuaciones (2) y (4) se amplían a:

$$h_t = \mu + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + \beta h_{t-1}$$

$$h_{\pi,t} = \mu_{\pi} + \alpha_{\pi}\varepsilon_{\pi,t-1}^2 + \gamma_{\pi}\varepsilon_{\pi,t-1}^2 * I_{t-1} + \beta_{\pi}h_{\pi,t-1} \quad (2a)$$

$$h_{y,t} = \mu_y + \alpha_y\varepsilon_{y,t-1}^2 + \gamma_y\varepsilon_{y,t-1}^2 * I_{t-1} + \beta_yh_{y,t-1} \quad (4a)$$

Las ecuaciones (2) y (4) se modifican por una estructura GARCH asimétrica. En la que, de acuerdo con Glosten *et al.* (1993), la estructura permite que, tanto las buenas como las malas noticias tengan diferentes efectos sobre la incertidumbre inflacionaria y sobre la incertidumbre del producto. De acuerdo con Brooks (2019), cuando los coeficientes de asimetría, γ_{π} son negativos y estadísticamente significativos, esto sugiere que los choques positivos (malas noticias) implican una mayor varianza condicional (incertidumbre inflacionaria) en el siguiente periodo respecto a choques negativos (buenas noticias) de la misma magnitud. Mientras que, cuando $\gamma_y > 0$, esto implica un efecto apalancamiento; es decir, que los choques negativos (malas noticias) tienen mayor impacto en la volatilidad del producto en el siguiente periodo si se les compara con choques positivos (buenas noticias). De acuerdo con Grier *et al.* (2004), para introducir el efecto de asimetría en el modelo de varianza condicional, se utilizan los conceptos de buenas y malas noticias. Específicamente, si la inflación es más alta de lo esperado, y el crecimiento de la producción es menor a lo contemplado, se consideran malas noticias.

En la segunda etapa, una vez calibrado el sistema de ecuaciones, se utilizan estas estimaciones para generar las series de tiempos de la incertidumbre inflacionaria y la incertidumbre de la producción. Las relaciones causales entre la inflación, el producto y sus incertidumbres pueden obtenerse a partir de pruebas de causalidad de Granger multivariadas. De acuerdo con Granger (1969), se puede utilizar el siguiente modelo autorregresivo bivariado para comprobar la causalidad existente entre las variables. Para ejemplificar la posible relación causal entre la tasa de inflación (π) y su incertidumbre (h) considere:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ h_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{\pi} \\ \alpha_h \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^k \begin{bmatrix} c_{\pi\pi,i} & c_{\pi h,i} \\ c_{h\pi,i} & c_{hh,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ h_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{\pi t} \\ e_{h t} \end{bmatrix}$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{si } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

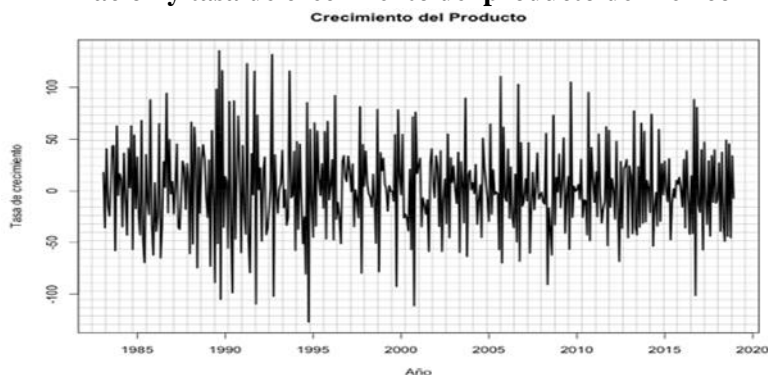
Con μ representando el intercepto, α , γ , y β son parámetros positivos, y el proceso es estacionario siempre que se cumpla la condición: $\alpha + \beta < 1$. En este esquema los choques positivos $\varepsilon_{t-1} > 0$, y los choques negativos $\varepsilon_{t-1} < 0$, tienen diferentes efectos sobre la incertidumbre inflacionaria y la incertidumbre del producto. De esta manera, si $\gamma_i \neq 0$, el impacto de las noticias será asimétrico.

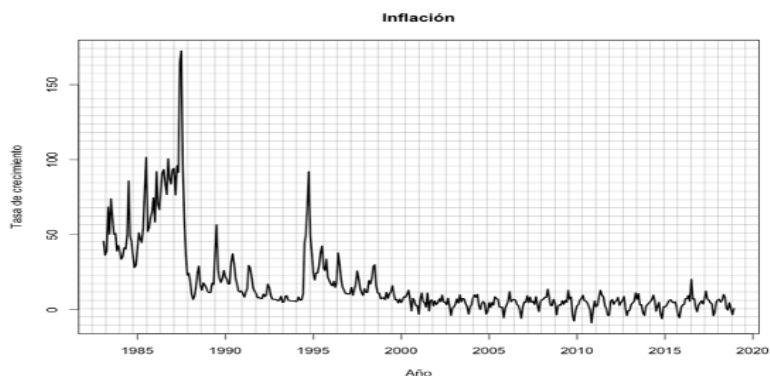
Donde $e_t = [e_{\pi t}, e_{ht}]^t$ es un ruido blanco bivariado con media cero y una matriz de covarianzas no singular. Se busca identificar si $\pi_t(h_t)$ estrictamente causa Granger a $h_t(\pi_t)$, mediante una prueba de restricción conjunta de que $c_{h\pi,i}(c_{\pi h,i})$, $i = 1, \dots, k$, son cero. En tal caso, no existe causalidad de Granger. Adicionalmente, se utiliza el enfoque Toda y Yamamoto (1995) que implementa un estadístico de prueba con distribución χ^2 sobre un VAR. La ventaja de este procedimiento es que no requiere un conocimiento de las propiedades de cointegración del sistema. La investigación estima el VAR con 4, 8 y 12 rezagos.

III. ANÁLISIS EMPÍRICO

En este trabajo empírico se considera una de las naciones en desarrollo más importantes de América Latina, para estudiar la relación de causalidad entre la inflación, la incertidumbre inflacionaria y el crecimiento económico. Se han utilizado series de tiempo mensuales del Índice de Precios al Consumidor (IPC) y del Índice de Producción Industrial (IPI) como variable *proxy* del nivel de precios y del producto. Los datos abarcan el periodo de agosto de 1984 a junio de 2019 y fueron recabados de las Estadísticas Financieras Internacionales (IFS, por sus siglas en inglés) del Fondo Monetario Internacional. La inflación se mide por la diferencia mensual anualizada del IPC, $\pi_t = \log\left(\frac{IPC_t}{IPC_{t-1}}\right) * 1200$. El crecimiento del producto real se mide por la diferencia mensual anualizada del IPI, $y_t = \log\left(\frac{IPI_t}{IPI_{t-1}}\right) * 1200$. Las series de tiempo de la inflación y la tasa de crecimiento del producto se muestran en la figura 1.

Figura1
Inflación y tasa de crecimiento del producto de México





Fuente: Elaboración propia.

Orden de integración

La tabla 1 presenta un resumen estadístico para la tasa de crecimiento del Índice de Producción Industrial (IPI) y del Índice de Precios al consumidor (IPC). Los resultados muestran el valor promedio del crecimiento y de la inflación en México. De igual forma, se identifica que existe leptocurtosis en la tasa de inflación y que ambas series se encuentran sesgadas hacia la derecha. También se realizaron pruebas de heterocedasticidad ARCH con 4 rezagos y se encontró que existe una fuerte presencia de heterocedasticidad condicional en las dos series de tiempo.

Tabla1
Resumen estadístico para el producto y la inflación

	MEXICO					
	μ	σ	κ	S	JB	$ARCH(4)$
γ	1.63	44.49	3.17	0.22	4.04[0.10]	54.00[0.000]
π	15.93	23.67	13.45	2.89	2494[0.00]	244.1[0.000]
	ADF_{CT}	ADF_C	PP_{CT}	PP_C	$Vogelsang_{CT}$	$Vogelsang_C$
γ	-6.00***	-5.89***	-47.9***	-47.6***	-38.9*** [1985M12]	-38.9*** [1985M12]
π	-3.67**	-2.87**	-5.20***	-3.70***	-11.9*** [1988M1]	-10.2*** [1987M12]

Nota: μ representa la tasa de inflación y de crecimiento del producto, respectivamente; σ denota la desviación estándar; κ y S son la curtosis y el sesgo. JB es el estadístico Jarque-Bera para normalidad; ADF indica la prueba Dickey-Fuller Aumentada y PP la prueba Phillips-Perron, ambas con CT = intercepto y tendencia y C = intercepto. Mientras que Vogelsang representa la prueba de estacionariedad con quiebre estructural de Vogelsang y Perron.

En el segundo panel se presentan las pruebas de raíz unitaria para la diferencia mensual anualizada. Se utilizaron dos diferentes pruebas estadísticas: La prueba Dickey Fuller Aumentada (ADF), con longitud de rezagos determinada por los criterios de información de Akaike (AIC) y de Schwarz-Bayes (BIC) y la prueba de Phillips-Perron, con longitud de rezagos determinado por Newey y West. Las dos establecen como su hipótesis nula la presencia de una raíz unitaria. En ambas series las pruebas ADF y PP indican estacionariedad. Adicionalmente, se utiliza la prueba desarrollada por Vogelsang y Perron (1998), para poder identificar la presencia de quiebres estructurales en las series de tiempo. Se puede identificar que para el caso de México se encuentra un punto de quiebre estructural en la tasa de crecimiento del producto en diciembre de 1985, mientras que para la inflación se ubica en diciembre de 1987.

Modelo Econométrico

Como se ha establecido, el interés se encuentra orientado en conocer la interacción de los efectos entre la inflación, su incertidumbre y el crecimiento del producto en México. Para ello, se propone un modelo CCC-GARCH Bivariado para la inflación y el crecimiento del producto. Sin embargo, antes de estimar las ecuaciones de manera conjunta, se debe identificar el número apropiado de rezagos de la tasa de crecimiento del producto (inflación) para incluirlos en la ecuación de la inflación (crecimiento económico). Se estimaron varios grupos de rezagos combinados, tomando como medida de bondad de ajuste la maximización del valor de la función de verosimilitud. Adicionalmente, se construyeron variables dicótomas para capturar los quiebres estructurales identificados en las pruebas de raíz unitaria, asignando el valor de 0 previo a la fecha señalada y 1 a partir de la fecha de quiebre. Sin embargo, los coeficientes no resultaron estadísticamente significativos. Con base en estas variables, se identificaron los modelos óptimos para la inflación y el crecimiento.

Primeramente, se estimaron mediante modelos GARCH (1,1) simétricos las ecuaciones (1) y (2) para identificar el valor promedio de la inflación y su incertidumbre inflacionaria. Después, se calibraron las ecuaciones (3) y (4) para conocer la tasa de crecimiento promedio del producto y su incertidumbre. Posteriormente, se aplicaron algunas pruebas de diagnóstico sobre autocorrelación y comprobación de las condiciones de estacionariedad. Finalmente, se implementó una prueba sobre la idoneidad de la restricción de simetría que suponen los modelos GARCH estándar, utilizando para ello la prueba conjunta de sesgo de signo y magnitud desarrollada por Engle y Ng (1993)³. Las pruebas estadísticas rechazaron

³ La prueba consiste en crear una variable binaria para capturar las innovaciones positivas (S^+_{t-1}) y las negativas (S^-_{t-1}) y estimar la siguiente ecuación:

esa restricción, lo que llevó a conjeturar que permitir la asimetría puede ser importante y que las "malas noticias" macroeconómicas parecen ser más relevantes que las buenas noticias.

De esta manera, para probar las cuatro hipótesis señaladas en la sección, se estimó, en una primera etapa, un modelo CCC-GARCH Bivariado-GJR que simultáneamente calcula los coeficientes de las ecuaciones (1) a (5). Las ecuaciones se reportan en la tabla 2, en el panel A se encuentran las ecuaciones de la media y varianza condicionales de la inflación, ecuaciones (1) y (2), respectivamente. En la primera ecuación, que describe el valor medio de la inflación, se implementaron doce coeficientes autorregresivos y ocho rezagos del producto, siguiendo algunas estructuras propuestas en otras investigaciones (Grier y Grier, 2006; Fountas *et al.*, 2006; Fountas y Karanasos, 2007; Jiranyakul y Opiela, 2011). Las estimaciones muestran que tres coeficientes de la inflación rezagada son estadísticamente significativos y la suma correspondiente es 0.605 y el coeficiente del impacto generado por el producto es de 0.06. Por otro lado, la ecuación para la incertidumbre inflacionaria cumple las condiciones de estabilidad $\mu_\pi > 0$, $\alpha_\pi > 0$, $\beta_\pi > 0$, y $(\alpha_\pi + \beta_\pi) < 1$, específicamente, la suma es 0.996 y cada coeficiente es estadísticamente significativo. Además, la evidencia revela que γ_π es negativo y significativo (-0.198), esto quiere decir que los choques positivos (malas noticias) repercuten más que los impactos negativos de igual magnitud, provocados por las buenas noticias⁴.

Tabla 2
Estimación del modelo CCC-GARCH Bivariado-GJR para México

Panel A. Ecuación para la Inflación

(1) $\pi_t = 0.678 + 0.629\pi_{t-1} - 0.186\pi_{t-2} + 0.083\pi_{t-3} + 0.010\pi_{t-4} + 0.023\pi_{t-5} - 0.089\pi_{t-6} + 0.074\pi_{t-7}$								
$z = (2.72)$	(12.46)	(-3.14)	(1.38)	(0.17)	(0.36)	(-1.39)	(1.20)	
+ 0.006 π_{t-8} + 0.080 π_{t-9} - 0.037 π_{t-10} + 0.064 π_{t-11} + 0.162 π_{t-12} + 0.002 y_{t-1} + 0.001 y_{t-2} + 0.020 y_{t-3}								
	(0.11)	(1.49)	(-0.76)	(1.35)	(4.54)	(0.38)	(0.22)	(3.06)
+ 0.014 y_{t-4} + 0.014 y_{t-5} + 0.019 y_{t-6} + 0.005 y_{t-7} + 0.013 y_{t-8} + $\varepsilon_{\pi t}$								
	(1.99)	(1.84)	(2.61)	(0.75)	(2.45)			
(2) $h_{\pi t} = 1.41 + 0.211\varepsilon_{t-1}^2 - 0.198\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + 0.785h_{t-1}$								
$z = (4.168)$	(3.76)	(-3.20)	(24.67)					

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + \phi_2 S_{t-1}^- * \hat{\varepsilon}_{t-1} + \phi_3 S_{t-1}^+ * \hat{\varepsilon}_{t-1} + v_t.$$

⁴ Utilizando nuestra ecuación de incertidumbre inflacionaria ($h_{\pi,t}$), suponiendo que $h_{\pi,t-1} = 1$, y que se puede producir un impacto $\hat{\varepsilon}_{t-1} = \pm 0.9$. Esto implica que, en el caso de un choque positivo (malas noticias), es decir, un crecimiento en los precios, de $\hat{\varepsilon}_{t-1} = 0.9$, provocará que $h_{\pi,t} = 1.41 + (0.211)(0.81) + (0.785)(1) = 2.36$; mientras que, si se presentara un choque a la baja, un choque negativo (buenas noticias), es decir, $\hat{\varepsilon}_{t-1} = -0.9$ esto activará la variable binaria de I_{t-1} , con lo cual $h_{\pi,t} = 1.41 + (0.211)(0.81) + (0.785)(1) - (0.198)(0.81) = 2.20$. Esto demuestra el efecto asimétrico de los modelos GARCH-GJR ante choques de igual magnitud.

Panel B. Ecuación para el crecimiento del producto

$$\begin{aligned}
 (3) \quad y_t &= 2.478 - 0.482y_{t-1} - 0.148y_{t-2} - 0.056y_{t-3} - 0.144y_{t-4} - 0.052y_{t-5} - 0.082y_{t-6} - 0.096y_{t-7} \\
 z &= (1.50) \quad (-10.57) \quad (-3.07) \quad (-1.16) \quad (-2.89) \quad (-1.16) \quad (-1.84) \quad (-2.28) \\
 &- 0.080y_{t-8} - 0.116y_{t-9} - 0.178y_{t-10} - 0.124y_{t-11} + 0.429y_{t-12} - 0.283\pi_{t-1} + 0.456\pi_{t-2} - 0.463\pi_{t-3} \\
 &\quad (-1.84) \quad (-2.80) \quad (-4.29) \quad (-3.02) \quad (11.15) \quad (-1.84) \quad (2.25) \quad (-2.04) \\
 &+ 0.386\pi_{t-4} + \varepsilon_{yt} \\
 &\quad (3.08) \\
 (4) \quad h_{yt} &= 221.6 + 0.125\varepsilon_{t-1}^2 + 0.447\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + 0.528h_{t-1} \\
 z &= (2.11) \quad (1.74) \quad (2.01) \quad (3.76)
 \end{aligned}$$

Panel C. Correlación condicional constante

$$\begin{aligned}
 (5) \quad h_{\pi y, t} &= -0.050 \sqrt{h_{\pi t}} \sqrt{y_{\pi t}} \\
 z &= (-0.77)
 \end{aligned}$$

Nota: La muestra consta de 432 observaciones mensuales. π_t es la tasa de inflación calculada del Índice de Precios al Consumidor. y_t es la tasa de crecimiento del Índice de Producción Industrial. Los números entre paréntesis son los valores “t” estadísticos para los coeficientes individuales.

Fuente: Elaboración propia.

Respecto al panel B, los coeficientes autorregresivos, estadísticamente significativos, del producto suman -0.99; mientras que los valores sumados de la inflación rezagada corresponden a 0.096. Los dos coeficientes del modelo GARCH para la incertidumbre del producto son significativos al 10% y al 1 %, $\varepsilon_{y,t-1}^2$ y $h_{y,t-1}$, respectivamente, y la suma corresponde a 0.653 ($\mu_y > 0$, $\alpha_y > 0$, $\beta_y > 0$, y $(\alpha_y + \beta_y) < 1$). El coeficiente γ_y es 0.447 y es estadísticamente significativo, esto se constituye como evidencia de un efecto apalancamiento; es decir, si el crecimiento de la producción es menor de lo esperado (choque negativo), esto tendrá un mayor impacto en la incertidumbre del producto, respecto a un impacto positivo de la misma magnitud. Finalmente, en el panel C, las estimaciones demuestran que el coeficiente de correlación condicional entre las variables inflación y crecimiento del producto es cercano a cero, y que la covarianza residual entre ecuaciones no es estadísticamente significativa.

Una vez identificados los modelos óptimos para la medición de los valores promedio de la inflación y el producto, así como sus correspondientes incertidumbres, se procede con el desarrollo de la segunda etapa. En esta se estiman las pruebas de causalidad de Granger con el enfoque de Toda-Yamamoto para poder comprobar las relaciones de retroalimentación para las teorías planteadas, así como los signos con que operan. La tabla 4 muestra las hipótesis de causalidad entre las variables analizadas, se desarrolló una prueba de Wald modificada de exogeneidad en bloque que sigue una distribución estadística χ^2 con 4, 8 y 12 rezagos.

Tabla 4

Pruebas de causalidad de Granger basadas en el enfoque Toda- Yamamoto

	$H_0: \pi_t \rightarrow h_{\pi t}$	$H_0: h_{\pi t} \rightarrow \pi_t$	$H_0: h_{\pi t} \rightarrow y_t$	$H_0: \pi_t \rightarrow y_t$
4 Rezagos	514.01*** (+) [0.000]	78.27*** (-) [0.000]	1.19 [0.94]	78.27*** (+) [0.000]
8 Rezagos	582.56*** (+) [0.000]	89.29*** (-) [0.000]	2.74 [0.87]	32.99*** (+) [0.000]
12 Rezagos	602.16*** (+) [0.000]	124.70*** (-) [0.000]	11.51 [0.48]	25.93** (+) [0.011]

Nota: $\pi_t \rightarrow h_{\pi t}$: La inflación no causa Granger a la incertidumbre inflacionaria; $h_{\pi t} \rightarrow \pi_t$ la incertidumbre inflacionaria no causa Granger a la inflación; $h_{\pi t} \rightarrow y_t$ la incertidumbre inflacionaria no causa Granger al crecimiento del producto; $\pi_t \rightarrow y_t$ la inflación no causa Granger al crecimiento del producto. Los estadísticos reportados son los valores de χ^2 para la prueba Wald Modificada. ***, ** denotan significancia al nivel 0.01 y 0.05. El valor (+) (-) indican que la suma de los coeficientes rezagados significativos es (positiva) (negativa).

Los estadísticos y signos encontrados reportan que existe evidencia significativa del cumplimiento de la hipótesis de Friedman-Ball que predice un efecto positivo de la inflación sobre la incertidumbre inflacionaria. El segundo resultado se refiere al tipo de causalidad opuesto que va de la incertidumbre inflacionaria a la inflación. Los resultados muestran que existe un efecto negativo y significativo que valida la hipótesis de Holland. En lo referente a la tercera hipótesis, los resultados no muestran significancia estadística que indique algún efecto causal de la incertidumbre inflacionaria sobre el crecimiento del producto. Finalmente, respecto a la relación de causalidad que va de la inflación hacia el crecimiento del producto, se puede identificar una relación positiva y estadísticamente significativa que valida la hipótesis planteada por Tobin en 1965.

La evidencia de que la tasa de inflación es un determinante significativo de la incertidumbre nominal, se encuentra en amplio acuerdo con los hallazgos de la mayoría de los estudios empíricos. En lo referente al caso particular de la economía mexicana, los resultados coinciden con los encontrados en Grier y Grier (1998), Daal *et al.* (2005), Grier y Grier (2005), Thornton (2007) y Perrotini y Rodríguez (2012). Con relación a la segunda hipótesis, es claro que la mayoría de los trabajos empíricos han encontrado evidencia a favor de la relación y el signo señalado por Cukierman y Meltzer. A diferencia de esta tendencia, las pruebas de hipótesis en esta investigación apoyan el cumplimiento de la hipótesis de estabilización de Holland. Esto quiere decir que, en respuesta a una mayor incertidumbre inflacionaria, y por temor a los posibles efectos reales de tal volatilidad, los bancos centrales pueden tratar de contrarrestar

esta incertidumbre mediante la contracción de su oferta monetaria, reduciendo así la inflación. Esta afirmación, a favor del cumplimiento de la hipótesis de Holland para la economía de México, coincide con los resultados encontrados en Grier y Grier (1998), Thornton (2007), Perrotini y Rodríguez (2012) y Rosas y López (2018).

Las hipótesis que relacionan la incertidumbre de la inflación con la tasa de crecimiento económico no encontraron sustento empírico. Mientras que, la relación de causalidad de la inflación hacia el crecimiento económico arroja clara evidencia sobre la presencia del efecto Tobin. Claro está que, aún faltaría determinar los límites de inflación respecto a los cuales un incremento de los precios podría estimular eventualmente la actividad económica. Se debe reconocer que la mayoría de las investigaciones que relacionan las tasas de inflación como uno de los principales determinantes del crecimiento económico en América Latina, como las de Barro (1995), Bruno y Easterly (1998), encuentran un efecto negativo entre ellas. Sin embargo, estos trabajos emplean métodos econométricos de sección transversal, generalmente con datos anuales, pero no series de tiempo como en esta investigación. Por esta razón, las investigaciones futuras deberán estar orientadas a trabajar con una mejor y mayor cantidad de observaciones, mediante técnicas de análisis de datos en panel que incluyan los conceptos de inflación e incertidumbre inflacionaria para poder generar evidencia empírica más robusta, al menos respecto a esta última hipótesis.

CONCLUSIONES

En este trabajo de investigación se aborda un tema fundamental en macroeconomía, la respuesta dinámica del crecimiento económico ante la inflación y su incertidumbre en la economía de México, se utilizaron datos mensuales que abarcan el periodo de agosto de 1984 a junio de 2019. Para la comprobación de las hipótesis se desarrolló un enfoque en dos etapas. En la primera se utilizó un modelo GARCH Bivariado con correlación condicional constante con esquema asimétrico (CCC-GARCH Bivariado-GJR), los resultados muestran que el impacto de las malas noticias repercute más que los impactos de igual magnitud, provocados por las buenas noticias, tanto para la incertidumbre de la inflación como para la incertidumbre del producto y permiten construir estimadores más precisos. En la segunda etapa se aplicaron pruebas de causalidad con el enfoque Toda-Yamamoto, las cuales permiten comprobar la existencia de retroalimentación entre las variables estudiadas.

Los principales resultados se presentan a continuación. Primero, la tasa promedio de inflación se constituye como uno de los principales determinantes de la incertidumbre inflacionaria, como lo argumentan Friedman (1977) y Ball (1992). Segundo, la evidencia muestra que Banxico no ha intervenido de manera oportunista sino estabilizadora, es decir, se presenta una relación causal negativa de la incertidumbre inflacionaria sobre la inflación, lo que señala el cumplimiento de la

hipótesis de Holland (1995). Tercero, no se encontró evidencia estadística que indique algún efecto causal de la incertidumbre inflacionaria sobre el crecimiento del producto. Cuarto, se encontró evidencia de que existe un efecto Tobin en la economía mexicana, esto quiere decir que, dentro de ciertos límites de inflación un aumento en los precios podría provocar un estímulo al crecimiento del producto.

Los resultados mostrados son importantes ya que son los primeros, para el caso de la economía mexicana que utilizan un enfoque de dos etapas en el que se emplea un modelo GARCH Bivariado con correlación condicional constante. Además, se pondera el efecto de las buenas y malas noticias sobre la incertidumbre. También son los primeros resultados que implementan pruebas de causalidad de Granger con el enfoque Toda-Yamamoto. No obstante, se debe destacar la necesidad de seguir trabajando en las relaciones causales entre inflación, crecimiento del producto e incertidumbre real y nominal para el caso de México.

REFERENCIAS

- Ball, L. (1992). Why does higher inflation raise inflation uncertainty? *Journal of Monetary Economics*, 29(3), pp. 371-388. DOI: <[https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90032-W](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90032-W)>
- Barro, R. J. y Gordon, D. (1983). A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model. *Journal of Political Economy*, (91), pp. 589-610. DOI: 10.1086/261167
- Barro, R. J. (1995). Inflation and economic growth, *NBER Working Paper Series* 5326, Washington, D.C.: National Bureau of Economic Research, Inc.
- Berndt, E., B. Hall, R. Hall y J. Hausman, (1974). Estimation and inference in nonlinear structural models, Sanford V. Berg (editor) *Annals of Economic and Social Measurement*, 3(4), pp. 653 - 665. Recuperado de: <<https://www.nber.org/chapters/c10206.pdf>>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), pp. 307-327. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 72 (3), 498-505. DOI: 10.2307/2109358
- Bredin, D. y S. Fountas, (2009). Macroeconomic uncertainty and performance in the European Union. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 28 (6), pp. 972-86. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2008.09.003>
- Bredin, D., J. Elder y S. Fountas, (2009). Macroeconomic uncertainty and performance in Asian countries. *Review of Development Economics*, Vol. 13(2), pp. 215-229. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2009.00508.x>

- Brooks, C. (2019). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge: Cambridge University Press. DOI: 10.1017/9781108524872
- Bruno, M. y W. Easterly, (1998). Inflation crisis and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41 (1), pp. 3–26. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(97\)00063-9](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(97)00063-9)
- Chowdhury, K. B., K. Srikanta and N. Sarkar, (2018). Regime-Dependent Effects of Uncertainty on Inflation and Output Growth: Evidence from the United Kingdom and the United States. *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 65(4), pp. 390–413. <http://dx.doi.org/10.1111/sjpe.12168>
- Conrad, C. and M. Karanasos, (2005). On the inflation-uncertainty hypothesis in the USA, Japan and the UK: a dual long memory approach. *Japan and the World Economy*, Vol. 17 (3), pp. 327–43. <https://doi.org/10.1016/j.japwor.2004.03.002>
- Conrad, C. y M. Karanasos, (2015). On the Transmission of Memory in GARCH-In-Mean Models. *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 36(5), pp. 706–720. <http://dx.doi.org/10.1111/jtsa.12119>
- Cukierman, A. y Meltzer, A. (1986). A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometrica*, Vol. 54(5), pp. 1099–1128. DOI: 10.2307/1912324
- Daal, E., A. Naka and B. Sanchez, (2005). Re-examining inflation and inflation uncertainty in developed and emerging countries. *Economics Letters*, 89(2), pp. 180–186. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2005.05.024>
- Dotsey, M. and P. Sarte. (2000). Inflation Uncertainty and Growth in a Cash-in-advance Economy. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 45 (3), pp. 631–655. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(00\)00005-2](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(00)00005-2)
- Elder, J. (2004). Another perspective on the effects of inflation uncertainty. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36 (5), pp. 911–28. DOI: 10.1353/mcb.2004.0073
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4). pp. 987–1007. DOI: 10.2307/1912773
- Engle, R. F. and V. K. Ng, (1993). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility. *Journal of Finance*, Vol. 48 (5), pp. 1749–78. <https://doi.org/10.1111/j.15406261.1993.tb05127.x>
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32 (3), pp. 485–512. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90027-D](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90027-D)
- Fountas, S. (2010). Inflation, inflation uncertainty and growth: are they related? *Economic Modelling*, 27(5), pp. 896–899. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.06.001>

- Fountas, S., A. Ioannidis and M. Karanasos (2004). Inflation, inflation uncertainty and a common European monetary policy, *The Manchester School*, Vol. 72 (2), pp. 221-242. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2004.00390.x>
- Fountas, S. y M. Karanasos, (2007). Inflation, output growth, and nominal and real uncertainty: empirical evidence for the G7. *Journal of International Money and Finance*, Vol. 26 (2), pp. 229–50. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.10.006>
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, vol. 85(3), pp. 451-472. <http://dx.doi.org/10.1086/260579>
- Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle, (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the normal excess return on stocks, *The Journal of Finance* 48(5), pp. 1779-1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, Vol. 37 (3), pp. 424–438.
DOI: 10.2307/1912791
- Grier K. and R. Grier (1998). Inflación e incertidumbre inflacionaria en México, 1960 – 1997. *El Trimestre Económico*, Vol. 65(259), pp. 407-426.
- Grier, K. and M. J. Perry, (1998). “On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries”, *Journal of International Money and Finance*, 17(4), pp. 671-689.
[https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(98\)00023-0](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(98)00023-0)
- Grier, K. B. and M. Perry, (2000). The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some GARCH-M evidence, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 15(1), pp. 45-58. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(200001/02\)15:1<45::AID-JAE542>3.0.CO;2-K](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(200001/02)15:1<45::AID-JAE542>3.0.CO;2-K)
- Grier, R. and K. B. Grier, (2006). On the real effects of inflation and inflation uncertainty in México, *Journal of Development Economics*, Vol. 80(2), pp. 478-500.
DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2005.02.002>
- Grier, K., O. Henry., N., Olekalns and K. Shields, (2004). The asymmetric effects of uncertainty on inflation and output growth, *Journal of Applied Econometrics* vol. 19 (5), pp. 551–565. <https://doi.org/10.1002/jae.763>
- Hartmann, M. and Roestel, J. (2013). Inflation, output and uncertainty in the era of inflation targeting – A multi-economy view on causal linkages, *Journal of international money and finance*, Vol. 37 (C), pp. 98–112.
<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2013.05.011>
- Holland, A. S. (1995). Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27(3), pp. 827-837. DOI: 10.2307/2077753
- Jiranyakul K., and T. P. Opiela, (2011). The Impact of Inflation Uncertainty on Output Growth and Inflation in Thailand. *Asian Economic Journal*, Vol. 25(3), pp. 291-307. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8381.2011.02062.x>

- Mohd S. H., A. Z. Baharumshah and S. Fountas, (2012). Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth: Recent Evidence from ASEAN-5 Countries. *The Singapore Economic Review (SER)*. Vol. 58(04), pages 1-17.
<https://doi.org/10.1142/S0217590813500306>
- Ozdemir, Z. A. (2010). Dynamics of inflation, output growth and their uncertainty in the UK: an empirical analysis. *The Manchester School*, Vol. 78 (6), pp. 511–37.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2009.02153.x>
- Perrotini H. I. and D. Rodríguez, (2012). Inflación, incertidumbre inflacionaria y crecimiento económico en México: 1929-2009, *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 7(1), pp. 1-26. DOI: <https://doi.org/10.21919/remef.v7i1.23>
- Pourgerami, A. and K. Maskus, (1987). The effects of inflation on the predictability of Price changes in Latin America: some estimates and policy implications. *World Development* Vol. 15(2), pp. 287-290. DOI: [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(87\)90083-0](https://doi.org/10.1016/0305-750X(87)90083-0)
- Rosas R. E., and T. S. López, (2018). Inflación e incertidumbre inflacionaria: la postura del Banco de México, 1969-2017. *Revista Finanzas y Política Económica*, 10(2), pp. 349-372. DOI: <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2018.10.2.6>
- Sidrauski, M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *American Economic Review*, vol. 57(2), 534–544.
<https://www.jstor.org/stable/i331577>
- Stockman, A. C. (1981). Anticipate inflation and the capital stock in cash-in-advance economy, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 8(3), 387–393.
[https://doi.org/10.1016/0304-3932\(81\)90018-0](https://doi.org/10.1016/0304-3932(81)90018-0)
- Thornton, J. (2007). The relationship between inflation and inflation uncertainty in emerging market economies. *Southern Economic Journal*, Vol. 73 (4), 858-870. DOI: 10.2307/20111932
- Toda, H.Y. and T. Yamamoto, (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics*, Vol. 66 (1-2), pp. 225–250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)
- Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica*, Vol. 33(4), 671–684. DOI: 10.2307/1910352
- Ungar, M. and B. Zilberfarb, (1993). Inflation and its Unpredictability –Theory and Empirical Evidence. *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 25(4), pp. 709-720. DOI: 10.2307/2077800
- Vogelsang, T. J. and P. Perron, (1998). Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend at an Unknown Time, *International Economic Review*, 39(4), pp. 1073-1100. DOI: 10.2307/2527353
- Wilson, B. K. (2006). The Links between Inflation, Inflation Uncertainty and Output Growth: New Time Series Evidence from Japan. *Journal of Macroeconomics* 28(3), pp. 609-620. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2004.11.004>