



Revista Mexicana de Economía y  
Finanzas. Nueva Época / Mexican  
Journal of Economics and Finance

ISSN: 1665-5346

remef@imef.org.mx

Instituto Mexicano de Ejecutivos de  
Finanzas A.C.

Perrotini Hernández, Ignacio; Rodríguez Benavides, Domingo  
INFLACIÓN, INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN  
MÉXICO: 1929-2009

Revista Mexicana de Economía y Finanzas. Nueva Época / Mexican Journal of  
Economics and Finance, vol. 7, núm. 1, enero-junio, 2012, pp. 1-26  
Instituto Mexicano de Ejecutivos de Finanzas A.C.  
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=423739525001>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica  
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

# INFLACIÓN, INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN MÉXICO: 1929-2009

**Ignacio Perrotini Hernández\***

*División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía, UNAM*

**Domingo Rodríguez Benavides**

*Departamento de Administración, UAM-Azcapotzalco*

*(Recibido 26 de abril 2011, aceptado 2 de diciembre 2011)*

---

---

## Resumen

Examinamos las relaciones entre inflación y crecimiento económico e inflación e incertidumbre inflacionaria a través de dos modelos econométricos, un VAR(1) para las variables crecimiento e inflación y un modelo GARCH en media para estimar la incertidumbre nominal y su impacto en la inflación, con datos anuales para México en el periodo 1929-2009. La evidencia del modelo VAR sugiere que la dirección de la causalidad, en el sentido de Granger, entre inflación y crecimiento económico va de la primera a la segunda. Mientras que los resultados del modelo GARCH muestran evidencia de que la incertidumbre inflacionaria impacta de manera negativa sobre la inflación, lo cual tiende a validar la hipótesis de Holland (1995), la cual establece que en respuesta a una mayor incertidumbre inflacionaria, y debido al temor de los posibles efectos reales de dicha incertidumbre, los bancos centrales pueden intentar contrarrestar esta incertidumbre contrayendo su oferta monetaria. De igual forma, se encuentra evidencia de un “efecto de nivel” de la inflación en la incertidumbre inflacionaria.

## Abstract

In this paper we study the relationships between inflation and economic growth and between inflation and inflation uncertainty, by means of a two econometric models: a VAR(1) for the economic growth and inflation variables, and a GARCH in mean model to estimate the nominal uncertainty and its impact on inflation, in both cases the analysis is carried out with Mexican annual data for the 1929-2009 period. The VAR's model evidence suggests that the Granger causality direction between inflation and economic growth goes from the former to the last. At the other hand, the GARCH models results show evidence that inflation uncertainty has a negative effect on inflation, tending to validate the Holland (1995) hypothesis, which states that as a response to a greater inflation uncertainty, and as a consequence of the fear of possible real effects of such uncertainty, the central banks can intent to offset that uncertainty shrinking the money offer. Also, we find evidence of a inflation “level effect” into the inflationary uncertainty.

*Clasificación JEL: E31, O40, C32*

*Palabras clave: Inflación, Incertidumbre inflacionaria, Crecimiento económico, VAR, ARIMA, GARCH.*

---

\* División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía, UNAM, Circuito Mario de la Cueva sin número, Zona Cultural, Ciudad Universitaria, México, D.F. C.P. 04510. Correo electrónico: iph@servidor.unam.mx

## 1. Introducción

La medición de los costos asociados a la inflación ha sido todo un reto para la teoría económica. Un posible costo de la inflación promedio es que una mayor inflación crea incertidumbre, tal y como lo propusieron Friedman (1977) y Ball (1992). En forma más reciente, otros teóricos han desarrollado modelos en los que la incertidumbre propicia mayor inflación.

En el caso de México, en las últimas décadas las autoridades monetarias han promovido activamente estrategias para combatir la inflación. En el primer periodo, 1988-1994, a través de un programa de estabilización de precios heterodoxo que incluía congelamiento de salarios y precios además de la utilización del tipo de cambio como ancla nominal, y posteriormente, de 1996 a la fecha adoptando el esquema de objetivos de política monetaria como estrategia para la política monetaria, Perrotini (2008).

De acuerdo con el Banco de México y otros proponentes del esquema de política monetaria de objetivos de inflación, el esfuerzo continuo para la estabilidad de precios en el largo plazo es la única obligación de todo banco central. Sostienen, que desinflar la economía, a través de las reglas de Taylor, puede ser la vía menos costosa en el largo plazo. Este punto de vista se basa en la hipótesis de que la inflación obstaculiza el crecimiento económico. Debido a que la inflación y la inversión de capital están inversamente relacionadas, bajos objetivos de inflación promoverán la acumulación de capital, el empleo y la producción. Por otro lado, los economistas Postkeynesianos argumentan que la desinflación es costosa y que la inversión y la inflación están positivamente relacionadas. Por lo tanto, una política de objetivos de inflación que persiga una inflación baja, obstaculizará la inversión y el crecimiento. Esas visiones opuestas de la desinflación se derivan de hipótesis divergentes acerca del axioma de neutralidad del dinero.

Recientemente se ha registrado un creciente interés en probar las relaciones empíricas entre inflación e incertidumbre inflacionaria. Davis y Kanago (2000) proveen una revisión exhaustiva de estudios sobre el tema. La incertidumbre inflacionaria es medida usualmente a través de la varianza condicional de la series de inflación en el marco de los modelos Autorregresivos Generalizados Condicionales Heterocedásticos (GARCH, por sus siglas en inglés). La ventaja de este marco es que permite modelar la variabilidad de la inflación a través del tiempo.

En este trabajo analizamos la relación entre crecimiento económico e inflación, y averiguamos si la incertidumbre inflacionaria impacta sobre la inflación promedio con datos anuales para México en el periodo 1929-2006.

## 2. Breve revisión de la literatura

### 2.1 Vínculos teóricos que relacionan las variables en sus niveles

La teoría económica predice que el efecto de la tendencia inflacionaria sobre el crecimiento económico puede ser negativo, nulo o positivo dependiendo de los supuestos específicos del modelo. Por ejemplo, en el modelo de Tobin (1965) la inflación reduce la riqueza acumulada, la cual a su vez eleva el ahorro presente, y de esta manera a la inversión y como resultado genera crecimiento. En

contraposición, Stockman (1981) muestra que en una economía con restricción de préstamos tanto en el consumo como en la inversión la inflación reducirá el crecimiento. En fechas recientes diversos trabajos han empleado modelos de crecimiento endógeno para desarrollar una lógica para los efectos negativos de la inflación sobre el crecimiento, (Gomme (1993), Jones y Manuelli (1995)). Sin embargo, cuando esos modelos son calibrados y simulados, los efectos estimados de la inflación sobre el bienestar y el crecimiento son relativamente pequeños.

Acevedo (2006) presenta una amplia clasificación de los enfoques teóricos que plantean un vínculo entre inflación y crecimiento económico de acuerdo a si este vínculo es positivo o negativo. Dentro del primer grupo ubica los trabajos de Fisher (1926) y Philips (1958), en tanto que ellos establecen una correlación negativa entre la variación de los precios y la tasa de desempleo, la cual se puede interpretar como una asociación positiva entre la inflación y el crecimiento de la economía empleando el postulado de Okun (1962). De igual forma, considera que los modelos de oferta y demanda agregada son consistentes con la noción de que la inflación y el crecimiento de la economía se mueven en la misma dirección. Otro de los teóricos que identifica en este enfoque es a Mundell (1963), ya que de acuerdo con este autor la inflación reduce de forma inmediata la riqueza de las personas, las cuales para recuperar los niveles de riqueza previos, se ven en la necesidad de incrementar su ahorro, el incremento del ahorro propicia que se reduzcan las tasas de interés, y de esta manera el acervo de capital de la economía. Dentro de esta misma línea se encuentra el trabajo de Tobin (1965) quien a partir del modelo de crecimiento económico neoclásico demuestra que la inflación tiene un impacto positivo sobre la acumulación de capital, y que de esta manera conducía a la economía hacia un estado estacionario con un mayor nivel de capital per cápita. No obstante, Sidrauski (1967) hace un replanteamiento del mismo problema y llega a resultados distintos, para Sidrauski un incremento en la inflación no incide sobre el acervo de capital una vez que está arriba al estado estacionario y, por tanto, el crecimiento y el nivel de producto no se ven afectados en forma alguna. La superneutralidad del dinero en este modelo se deriva del hecho de que la utilidad de los agentes económicos está en función tanto de las cantidades de los bienes consumidos como de las tenencias de saldos reales, (Blanchard y Fischer, 1989). Lucas (1973) planteó un modelo con información perfecta en el que el producto de la economía se ve alentado por la inflación si los agentes económicos no distinguen las alteraciones en los precios relativos de aquellas que provienen sólo del nivel general de precios. De acuerdo con este enfoque, si los individuos perciben que los supuestos cambios en los precios relativos les benefician, entonces se verán incentivados a incrementar su oferta tanto de trabajo como de bienes, propiciando un mayor crecimiento económico.

De acuerdo con Acevedo, el modelo de Lucas es muy importante ya que sostiene que bajo condiciones de estabilidad macroeconómica, los choques nominales pueden tener ciertos efectos reales.

Ball *et al* (1988) bajo un enfoque nekeynesiano, construyeron un modelo que presenta resultados similares a los de Lucas, aunque el origen de los mismos se atribuye a factores distintos. En el modelo de Lucas únicamente la varianza de los choques aleatorios afecta la incertidumbre que afectan los agentes económicos en tanto que la inflación promedio no contribuye a explicar

las modificaciones que sufre la relación entre inflación y crecimiento. Por el contrario, en el modelo de Ball *et al*, se concibe que tanto la inflación media como la varianza de los choques nominales modifican la relación entre inflación y el crecimiento, este argumento se fundamenta en el hecho de que a mayor inflación y varianza de los choques nominales se incrementa la frecuencia con que los agentes modifican sus precios, reduciendo de esta manera la incidencia de esos choques sobre las variables reales. De acuerdo con lo anterior, se esperaría que los procesos inflacionarios moderados no generen ajustes tan inmediatos en los precios y, por tanto, estas tasas de inflación si estimulen al producto.

Dentro de los estudios que postulan una relación negativa entre la inflación y el crecimiento económico se encuentra el de Stockman quien postuló que la inflación en aumento deteriora el poder adquisitivo no sólo de los bienes de consumo sino también de los bienes de capital, lo cual puede restringir considerablemente a la inversión y por ende a la producción. De igual forma Cooley y Hansen (1981) encontraron que la inflación es perjudicial para el crecimiento debido a que los individuos, al determinar las horas que dedican al trabajo y al ocio ven disminuir el rendimiento generado por el trabajo al aumentar la inflación, lo cual altera la relación marginal de sustitución a favor de una mayor cantidad de horas de ocio.

Para autores como Gomme (1993) y Jones y Manuelli (1995) el incremento del índice general de precios incide negativamente sobre el crecimiento a través de los efectos de segundo orden. De acuerdo con estos últimos, las distorsiones ocasionadas por una política fiscal expansiva constituyen el principal mecanismo de transmisión, cuando esta política fiscal es financiada, en parte, por una política impositiva progresiva, lo cual desalienta la inversión.

## 2.2 Vínculos teóricos entre la inflación y el crecimiento en sus varianzas o volatilidades

Friedman (1977) al recibir el premio nobel afirmó que altas tasas de inflación causan una mayor incertidumbre inflacionaria en el futuro. Es decir, cuánto más elevada sea la inflación mayor será la incertidumbre en la tasa de inflación en el próximo periodo. En forma más reciente, Ball (1992) presenta un modelo en el que introduce información asimétrica. Supone que hay dos tipos de hacedores de política económica, uno que estabilizará cuando la inflación sea alta, y otro que no lo hará. De esta manera, si la inflación es alta, resulta que hay una mayor incertidumbre respecto a la inflación porque los ciudadanos no saben cuándo ocurrirá la estabilización. Es decir, los cambios son aleatorios y la gente no sabe cuando el político estabilizador será elegido. En estos dos enfoques, la inflación es la fuente de incertidumbre en la economía.

Grier y Grier (2006) destacan que una veta de estudio poco abordada, dentro de esta relación, es la forma en cómo la incertidumbre inflacionaria (*inflation uncertainty*) incide sobre la inversión y el crecimiento del producto. Okun (1971) y Friedman (1977) sostienen que un incremento en la incertidumbre reduce la capacidad informativa de los precios e impide la negociación de contratos de largo plazo incidiendo de forma negativa en el crecimiento económico.

Otros modelos más recientes abordan el efecto de la incertidumbre en la tasa de inflación futura. Cukierman y Meltzer (1986) y Cukierman (1992) proponen un modelo en el cual el banco central no acepta la inflación, pero a

la vez se encuentra dispuesto a aprovechar la oportunidad de la incertidumbre para crear inflación inesperada. Ellos suponen que tanto la función objetivo de los hacedores de la política económica como el proceso de oferta monetaria tienen componentes aleatorios. Por esta razón, cuando hay más inflación, la gente no sabe si esta ha sido causada por las preferencias del banco central o por un cambio en la oferta monetaria. Esta incertidumbre incentiva al banco central para crear inflación inesperada.

Por el contrario, Holland (1995) y Grier y Perry (1998) consideran que, en virtud de que la inflación es costosa para la economía, el banco central podría actuar de manera estabilizadora. Es decir, la incertidumbre puede inducir al banco central a reducir la tasa de inflación para disminuir los costos de la primera.

Cecchetti y Ehrmann (1999) sostienen que los países que han virado su política monetaria a los objetivos de inflación, se han ubicado en una frontera de variabilidad de producto e inflación. En su trabajo, ellos estiman lo que denominan la “frontera de eficiencia” que resulta del *trade-off* que enfrenta la autoridad monetaria entre la variabilidad de la inflación y la del producto. Esta frontera se obtiene para dos subperiodos y se utiliza en la elaboración de medidas de ganancia (o pérdida) de eficiencia en el manejo de la política monetaria. Ellos parten de la idea de que el desempeño de la política monetaria se puede evaluar utilizando el concepto de *trade-off* entre la variabilidad de la inflación y la del producto que la autoridad monetaria enfrenta. De manera general, se considera una economía que enfrenta dos tipos de perturbaciones, las de demanda agregada -que mueven al producto y a la inflación en la misma dirección- y las de oferta agregada -que mueven al producto y a la inflación en direcciones opuestas. Ya que la política monetaria puede mover al producto y a la inflación en la misma dirección, se concibe la posibilidad de que esta pueda contrarrestar por completo las perturbaciones de demanda, mientras que las perturbaciones de oferta orillarán a la autoridad monetaria a elegir entre una mayor variabilidad en la inflación o en el producto.

Como resultado de dicho *trade-off* es posible construir una frontera de eficiencia para la política monetaria, en la cual se minimizan las variabilidades de inflación y producto. La posición de la frontera de eficiencia está en función de la varianza de las perturbaciones de oferta; en la medida que dicha varianza sea menor, más cerca se encontrará la frontera del origen. Dicha frontera tendrá una mayor pendiente entre mas plana sea la curva de oferta para un país determinado.

De acuerdo con Cecchetti y Ehrmann (1999) no es posible identificar las contribuciones relativas de una política monetaria más eficiente y de una reducción en la varianza de las perturbaciones si se considera exclusivamente la reducción en las variabilidades observadas de la inflación y del producto, por lo que ellos precisan desarrollar medidas de ganancia (o pérdida) de eficiencia de la política monetaria netas del cambio en la varianza de las perturbaciones de oferta agregada, para lo cual se requiere comparar el punto de desempeño con la frontera de eficiencia para dos subperiodos distintos, Cecchetti *et al* (2000).

En tanto que la mayoría de los países en la década de los noventa mostraron una clara tendencia a la baja de la inflación, Cecchetti y Ehrmann (1999) sostienen que la política de Objetivos de Inflación (OI), implementada en aquel

entonces por unos cuantos países, pudo haber tenido poco impacto en lo que cualquier estrategia sensible pudo haber logrado, de hecho los países que no operaban con OI también mostraron la misma experiencia.

Los autores realizan un estudio de corte transversal, señalan que en la década de los noventas, cuando muchos países implementaron OI, fue un buen periodo en términos de resultados económicos en esa década. Estos autores ajustaron modelos VAR para veintitrés países, de los cuales nueve tenían OI y catorce sin OI. A partir de esos modelos dedujeron que los hacedores de la política económica presentaban aversión a la inflación.

Encontraron que la aversión a la inflación aumento en los países que adoptaron OI, pero sólo hasta el nivel de aversión aparentemente alcanzado por los países sin OI. De esta manera, la diferencia entre los grados de aversión de ambos grupos de países es prácticamente nula.

Cecchetti y Ehrmann (1999), al igual que Corbo *et al.* (2001), evalúan los cambios en la aversión de los bancos centrales a la inflación, y reportan resultados mixtos. Cecchetti y Ehrmann (1999) encuentran que, en los casos donde es evidente un incremento en la aversión a la inflación por parte del Banco Central tanto en países con OI como en países sin OI, el mayor incremento en esa aversión se ha registrado en el primer grupo de economías.

Cecchetti y Krause (2001) construyen una medida simple del cambio en la eficiencia de la autoridad monetaria. Para ellos, una mejora de la eficiencia de la política monetaria implica que se ha hecho más competente en los 90's en comparación a los 80's y que ha contribuido a que la economía se ubique más cerca a la frontera de variabilidad inflación-producto. Se asume que la autoridad monetaria utiliza su instrumento de tasa de interés para minimizar una determinada función de pérdida. Para llevar a cabo este objetivo de estabilización, la autoridad monetaria debe de tomar en cuenta varios tipos de eventos no esperados. Por conveniencia, se dividen estos *shocks* en dos grupos: i) *shocks* de demanda, que son aquellos que desplazan a la inflación y el producto en la misma dirección y ii) *shocks* de oferta, que son aquellos que conducen a la inflación y al producto en direcciones opuestas. El instrumento de la autoridad monetaria, la tasa de interés, empuja a la inflación y el producto en el mismo sentido, por lo que tiene el mismo efecto (en dirección) que un *shock* de demanda.

La política monetaria óptima neutralizará completamente los *shocks* de demanda. No obstante, cuando se trata de *shocks* de oferta, se enfrenta a un *trade-off* de variabilidad inflación-producto; esto es, la autoridad monetaria debe decidir entre estabilizar la inflación y, por tanto, desestabilizar el producto incluso más, o viceversa. La decisión depende de las preferencias representadas en el parámetro  $a$  de la función objetivo.

Si la política es óptima, entonces la correlación entre la inflación y el producto (medido como desviaciones de sus sendas deseadas) será menos uno. Esto implica que el producto de las varianzas menos los cuadrados de las covarianzas tiene un límite inferior de cero.

Cecchetti y Krause (2001) brindan algunos elementos sobre los mecanismos de transmisión de la política monetaria. Establecen que los países en los cuales el gobierno tiene una mayor propiedad de los bancos presentan el nivel más bajo

de crédito global proveído al sector privado. Por el contrario, aquellos países en los que el gobierno ha perdido el control directo de los activos bancarios, y que por tanto cuentan con un sistema bancario descentralizado, han experimentado un aumento de los préstamos bancarios al sector privado.

De igual forma, argumentan que el sistema regulador incide sobre el sistema de intermediación financiera de forma importante a través de distintos canales. Dada la importancia de los bancos en el proceso de transmisión monetaria, los lleva a concluir que la regulación es importante para la efectividad de la política monetaria. Postulan que para los países en los que los bancos son propiedad estatal, la política monetaria será más débil ya que el tamaño y los términos de los créditos no se orientan hacia el mercado común.

Cuándo los créditos no son determinados por el mercado, el impacto de la política monetaria tiende a obstaculizarse. Las consecuencias para la actividad del sector privado de un cambio en la tasa de interés de corto plazo controlado por el banco central tendrán un menor impacto en la capacidad de los bancos de propiedad estatal del que tendría en los bancos de propiedad privada que operan en un entorno competitivo. De esta manera, si la conducta de los bancos es inalterada por las medidas de política monetaria no habrá mecanismo de transmisión en el que la política monetaria pueda incidir en la actividad económica, dejando de esta manera un margen de maniobra mucho menor para los responsables de la política para alcanzar sus objetivos.

Sus resultados sugieren que las reducciones en la inflación y en la volatilidad del producto pueden estar asociadas a la reducción de la propiedad estatal de los activos bancarios y a la introducción de seguros de depósito explícitos. Adicionalmente, ellos postulan que los cambios en la regulación financiera influyen en la volatilidad a través del impacto sobre la habilidad de los bancos centrales para usar sus propias herramientas de política. Cuando los bancos son privados, las variaciones en la tasa de interés tienen la habilidad de afectar el nivel de los créditos privados. Sólo de esta manera, la política monetaria funcionará. Empleando su medida propuesta de eficiencia de la política monetaria ellos son capaces de establecer esta relación en los datos.

Grier y Grier (2006) ponen énfasis que la variable clave en el vínculo entre incertidumbre inflacionaria y crecimiento económico está en la inversión y en la forma en cómo se relaciona esta con la incertidumbre en general.

Por el contrario, Dotsey y Sarte (2000) a partir de un modelo con crédito muestran que la variabilidad de la inflación tiene un efecto positivo sobre el crecimiento a través del incremento en el ahorro y por ende, sobre la inversión.

Otro aspecto interesante, que destacan Grier y Grier (2006), es el hecho de que una elevada inflación puede aumentar la incertidumbre inflacionaria. Esta posibilidad se sustenta en los argumentos de Friedman (1977) y Ball (1992), quien para este último el público no conoce las preferencias del hacedor de la política económica, pero la incertidumbre acerca de las preferencias de este último afectan la incertidumbre inflacionaria cuando la inflación es elevada. Si la inflación promedio está correlacionada con la incertidumbre inflacionaria, y ambas variables en teoría afectan el producto, entonces excluir una u otra tendería a estimar un coeficiente sesgado de la variable incluida, por lo que ellos proponen modelar ambas variables conjuntamente a través de un GARCH multivariado.



### 2.3 Trabajos empíricos sobre el vínculo entre inflación y crecimiento económico en niveles

Mendoza examina la relación entre inflación y crecimiento económico en el periodo 1980 a 1997. De manera particular examina el papel de los choques externos (devaluaciones), con tal fin estima un VAR bivariado con estas variables, y en el que incorpora a la inversión como variable exógena así como algunos otros choques exógenos. Los resultados de las pruebas de causalidad de Granger aplicadas a su modelo sugieren que la inflación determina al crecimiento económico en el periodo bajo estudio y descarta la posibilidad de que ocurra lo contrario. Sus resultados son confirmados por un sistema de ecuaciones con restricciones.

En el caso de México, uno de los principales objetivos del banco central es procurar la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda nacional, de acuerdo a lo que establece en la Constitución. En este contexto, Acevedo (2006) sostiene que para la conducción de la política monetaria este mandato constitucional origina al menos dos ambigüedades importantes, las cuales pueden incidir en el desempeño de la economía mexicana dependiendo de la interpretación que se le dé a cada una de ellas. La primera de ellas estriba en concibir la existencia de sólo un objetivo prioritario, lo cual permite suponer la existencia quizás de otros objetivos, no menos importantes, como por ejemplo el crecimiento económico. Mientras que la segunda está relacionada con lo que se entiende por estabilidad del poder adquisitivo. Acevedo plantea la siguiente interrogante ¿La estabilidad requiere que la inflación este cercana a cero?. En caso afirmativo ¿menor a 10, 5, 3 o a 1% anual?, o incluso se podría cuestionar si niveles deflacionarios de 1 o 2% al año también se considerarían adecuados para procurarla. Sin embargo, reconoce que las respuestas a estas preguntas no son triviales.

Acevedo (2006) estima, a través de un modelo no lineal, la forma en que la inflación moderada incide sobre el crecimiento económico en México. Su trabajo se circunscribe dentro de aquellos que conciben la posible existencia de un umbral de inflación a partir del cual la relación entre crecimiento económico e inflación se invierte, pasando de positiva para niveles relativamente bajos de inflación a negativa para niveles mayores de inflación. Sus resultados sugieren que el ritmo de expansión de la economía mexicana podría verse alentado por la inflación cuando esta se ubica por debajo de 8.1%, mientras que inflaciones superiores a ese umbral dañan el crecimiento de forma severa. No obstante lo anterior, señala que la adopción de acciones monetarias encaminadas a garantizar metas de inflación muy bajas podría no constituir una política óptima, puesto que podría resultar excesivamente costosa en términos de crecimiento económico.

El resultado encontrado por Acevedo (2006) permite revalorar las afirmaciones que postulan que “la antigua discusión sobre los posibles efectos favorables de la inflación sobre el crecimiento económico ha quedado superada”, (Ortiz, 2002), toda vez que sus hallazgos revelan que el crecimiento económico se favorece con niveles de inflación moderada, y por tanto, restringir considerablemente el aumento gradual de los precios podría limitar el ritmo de expansión de la economía mexicana. En otras palabras, el crecimiento económico podría verse desfavorecido con la aplicación una política monetaria restrictiva si los objetivos de inflación se establecen muy por debajo del umbral de 8.1%. Argumenta que esto es así porque los objetivos de inflación cercanos a cero

imponen restricciones muy rígidas que desalientan una dinámica productiva vigorosa, ya que las empresas se ven imposibilitadas para absorber los choques de demanda a través de incrementos en sus precios y ello las obliga a incurrir en reducciones ineficientes en sus niveles de empleo y contratación, (Akerlof *et al.*, 1996).

No obstante, menciona que sus resultados dependen en buena medida de la metodología empleada, y por tanto deben ser interpretados con cautela.

#### **2.4 Trabajos empíricos sobre objetivos de inflación e incertidumbre inflacionaria en niveles y en varianza**

Con el desarrollo de los modelos GARCH fue posible estimar la varianza de las innovaciones no esperadas, en los modelos en los que la incertidumbre es la varianza del componente estocástico de la variable. De esta forma, a partir este tipo de modelos se logro representar la incertidumbre de Cukierman y Meltzer. La interpretación de los parámetros del modelo GARCH, en este contexto, es una prueba explícita de si el movimiento en la varianza condicional de una variable (con el paso del tiempo) es estadísticamente significativa.

Durante la última década algunos investigadores han empleado varios modelos GARCH bivariados en media para investigar la relación entre la incertidumbre inflacionaria y el crecimiento del producto además de considerar su posible impacto sobre los niveles de crecimiento e inflación (Véase por ejemplo Grier *et al* (2004) y Conrad y Karanasos (2008)).

Las dos más comunes especificaciones empleadas son el modelo diagonal de correlaciones condicionales constantes (DCCC) (véanse por ejemplo Grier y Perry (2000), Fountas *et al* (2006), y Fountas y Karanasos (2007)) y la representación BEKK (véase por ejemplo Lee (1999), y Grier y Grier (2006)). Sin embargo, como es argumentado por Conrad y Karanasos (2008) esas dos especificaciones se caracterizan por supuestos bastantes restrictivos en cuanto a la potencial transmisión de volatilidad se refiere. En un extremo, el primero supone que no existe vínculo alguno entre las dos incertidumbres, mientras, que en el otro extremo, el segundo restringe el parámetro que captura la relación entre ambas volatilidades a ser positivo.

En claro contraste, varias teorías económicas postulan la existencia de una asociación *positiva* o *negativa* entre las volatilidades de la inflación y el crecimiento. Desde luego, la posibilidad de que exista una interacción de cualquier signo entre las varianzas es una cuestión que pueda ser resuelta solamente con fundamentos teóricos.

Por ejemplo, en un artículo seminal, Friedman (1977) argumenta que la creciente variabilidad de la incertidumbre inflacionaria distorsiona los precios relativos y añade un riesgo adicional a los contratos de largo plazo. Además, sostuvo que niveles altos de inflación son costosos, ya que aumentan la volatilidad de la inflación. Esta hipótesis ha dado lugar a una serie de estudios empíricos que analizan la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria.

Otras teorías también hacen predicciones sobre el vínculo entre incertidumbre inflacionaria y variabilidad del producto, por una parte, y de los efectos de estas incertidumbres sobre los niveles de las respectivas variables, por otra.

Este es un tema que ya se ha venido discutiendo en la literatura tanto de manera teórica como empírica. Por ejemplo, en el plano teórico Friedman (1977)

y Ball (1992) proponen modelos en los que la inflación alta causa un aumento en la incertidumbre inflacionaria, mientras Cukierman y Meltzer (1986) y Cukierman (1992) discuten el hecho de que un banco central puede aprovecharse de la incertidumbre y causar un aumento en la inflación promedio.

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

Grier y Grier (2006) investigan los efectos tanto de la inflación como de la “incertidumbre inflacionaria” (*inflation uncertainty*) sobre el crecimiento del producto en México en la frecuencia del ciclo económico, aunque al parecer con este último punto sólo hacen alusión al efecto de las elecciones presidenciales sobre el producto. Para tal fin, estiman un GARCH-Multivariado aumentado (GARCH-M) para la inflación y el crecimiento del producto usando datos mensuales de 1972 a 2001.

Si la inflación promedio está correlacionada con la incertidumbre inflacionaria, y ambas variables en teoría afectan el producto, entonces excluir una u otra tendería a estimar un coeficiente sesgado de la variable incluida, por lo que ellos proponen modelar ambas variables conjuntamente a través de un GARCH multivariado.

Grier y Grier (2006) encuentran que la inflación media tiene un efecto negativo sobre el crecimiento del producto, el cual proviene del impacto positivo que tiene la inflación promedio sobre la incertidumbre inflacionaria. Esto es, ellos encuentran que la incertidumbre inflacionaria reduce significativamente el crecimiento del producto, y que tal como es pronosticado por Friedman (1977) y Ball (1992), la incertidumbre inflacionaria es mayor en la medida en que se incrementa la inflación. De igual forma, sus resultados muestran que el efecto directo de la inflación media sobre el crecimiento del producto es positivo, pero este se ve compensado por el efecto positivo que tiene la inflación promedio sobre la incertidumbre inflacionaria, el cual reduce significativamente el crecimiento del producto. Estos autores también exploran la posible presencia de varios efectos no lineales de la inflación media, tanto en el crecimiento del producto y sobre la incertidumbre inflacionaria, sus resultados muestran poca evidencia de un efecto directo negativo no lineal de la inflación media sobre el crecimiento, por el contrario encuentran fuerte evidencia de que un incremento en la inflación, cuando la inflación es alta, incrementa más la incertidumbre en mayor medida que cuando la inflación inicial es baja.

Grier y Grier (1998) usando un modelo Garch en media, GARCH-M, con datos mensuales de México, para el periodo 1960-1997, examinan las hipótesis tanto de Friedman (1977) y Ball (1992), así como la hipótesis de que la incertidumbre ocasione un mayor nivel de inflación.

Encuentran que una inflación más alta aumenta sensiblemente la incertidumbre respecto a la inflación en el futuro, y que el Banco de México ha reaccionado a este aumento de manera estabilizadora.

### 3. Evidencia empírica

#### 3.1 Análisis de integración de las series

En primer lugar analizamos la relación entre crecimiento económico e inflación. Debido a que estas variables por lo general son estacionarias, la herramienta comúnmente empleada para analizar la relación dinámica entre estas dos variables de esta naturaleza es la metodología de Vectores Autoregresivos (VAR) y es la que utilizamos en este trabajo para analizar el vínculo entre estas variables en el periodo 1929-2009.

Las gráficas 1 y 2 muestran la evolución del producto interno bruto y del índice nacional de precios al consumidor en México en el periodo de estudio.

Gráfico 1. Producto Interno Bruto de México en logaritmo natural: 1929-2009.

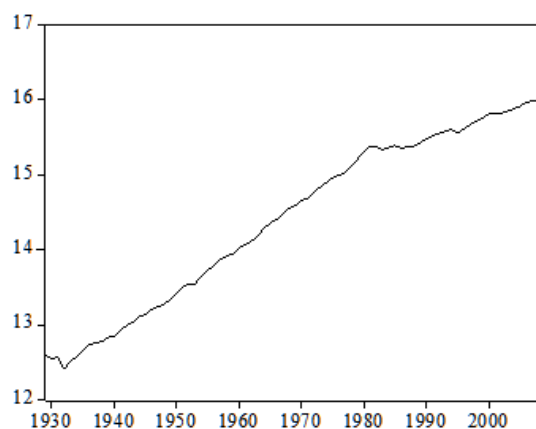
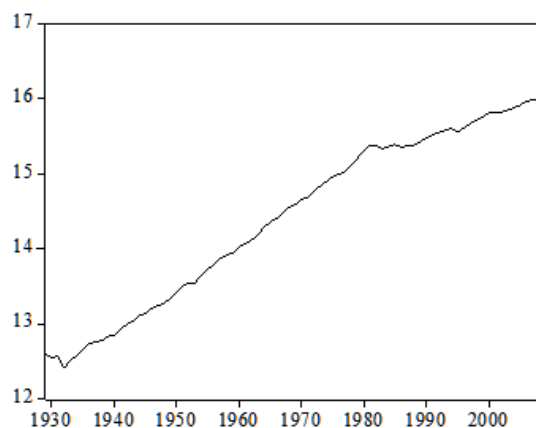


Gráfico 2. Índice Nacional de Precios al Consumidor: 1929-2009.



De igual forma, las gráficas 3 y 4 muestran el comportamiento del crecimiento económico y de la inflación, obtenidas como la diferencia logarítmica del PIB y del INPC, respectivamente.

Gráfico 3. Crecimiento económico en México: 1930-2009.

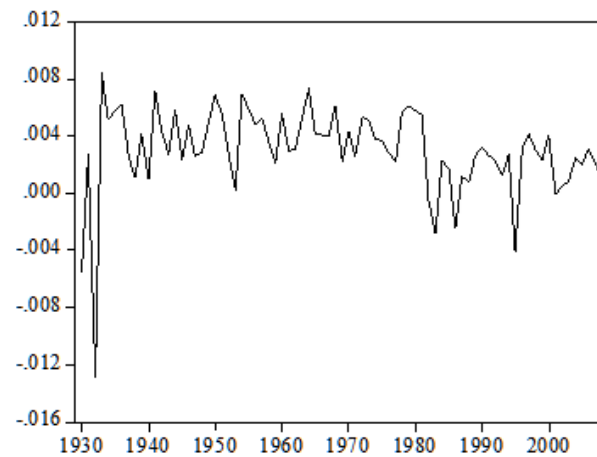
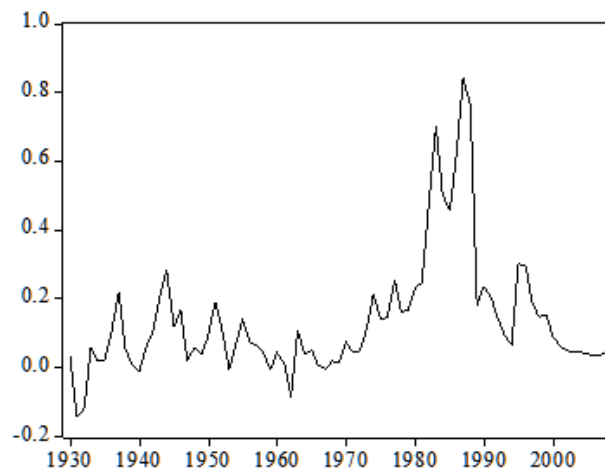
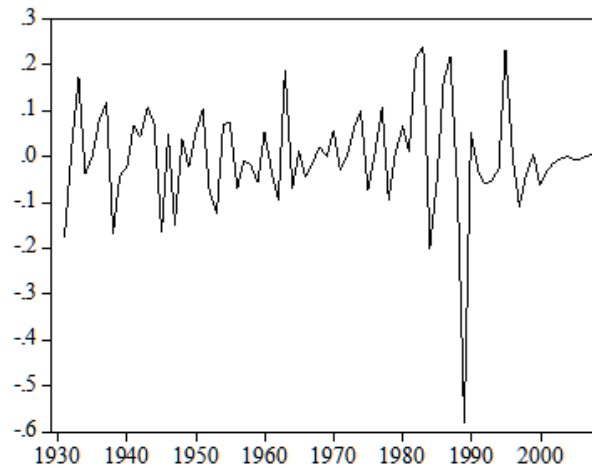


Gráfico 4. Inflación en México: 1929-2009.



Como se puede apreciar del análisis gráfico, el comportamiento anual de la inflación no parece estacionario. Por tal motivo, también graficamos la primera diferencia de la inflación en México en la gráfica 5.

Gráfico 5. Primera diferencia de la inflación: 1929-2009.



Como se desprende de las gráficas anteriores, las series en sus niveles, son claramente no estacionarias. Sin embargo, tampoco está del todo claro si la inflación es o no estacionaria. Con la finalidad de determinar si las series de crecimiento económico e inflación es o no estacionaria a través de un análisis más formal, llevamos a cabo distintas pruebas de raíces unitarias a las series en cuestión.

Los cuadros 1, 2 y 3 presentan las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS) y Phillips-Perron (PP), respectivamente.

Cuadro 1. Pruebas Dickey-Fuller Aumentada para las series (1929-2009).

Variable	ADF A	B	C
$y_t$	5.1143 (1)	-1.8369 (1)	0.2901 (0)
$\Delta y_t$	-2.4467(1)	-7.9066(0)	-8.4027(0)
$p_t$	1.1973 (1)	1.0378(1)	0.1311 (1)
$\pi_t$	-2.2581(0)	-2.9153(0)	-2.9380(0)
$\Delta \pi_t$	-8.7914(1)	-8.7370(1)	-8.7542(1)

Notas: Los estadísticos de las pruebas en negritas indican el rechazo de la hipótesis nula. Los números entre paréntesis corresponden al número de rezagos en la prueba. Los valores críticos al nivel de significancia para la Dickey-Fuller Aumentada son -1.94, sin constante y sin tendencia (Modelo A), -2.86, incluyendo constante (Modelo B), y -3.41, incluyendo tendencia y constante (Modelo C). Pruebas realizadas en J-Multi 4.23.

Cuadro 2. Pruebas Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin para las series (1929-2009).

Variable	KPSS	
	$\eta_\mu$	$\eta_\tau$
$y_t$	2.6972(2)	0.5952 (2)
$\Delta y_t$	0.7097 (2)	0.1840 (2)
$p_t$	1.5845 (2)	0.5513 (2)
$\pi_t$	0.5512 (2)	0.1978 (2)
$\Delta \pi_t$	0.0550 (2)	0.0398 (2)

Notas: Prueba realizada con dos rezagos, los estadísticos de las pruebas en negritas indican el rechazo de la hipótesis nula.  $\eta_\mu$  y  $\eta_\tau$  representan los estadísticos de la prueba donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinista, respectivamente. Pruebas realizadas en J-Multi 4.23.

Cuadro 3. Pruebas Phillips-Perron de raíces unitarias para las series (1929-2009).

Variable	PP	B	C
	A		
$y_t$	6.8484(3)	-1.2372 (2)	0.0049 (2)
$\Delta y_t$	-5.0980(5)	-7.9170 (2)	-8.3999 (2)
$p_t$	4.7636(6)	-3.9022 (6)	1.6060 (6)
$\pi_t$	-2.1168(6)	-2.8031 (4)	-2.8185 (3)
$\Delta \pi_t$	-9.5210(4)	-9.4520 (4)	-9.4742 (4)

Notas: Los estadísticos de las pruebas en negritas indican el rechazo de la hipótesis nula. Los valores críticos al nivel de significancia para la prueba son -1.94, sin constante ni tendencia, -2.90, incluyendo intercepto, y -3.47, incluyendo intercepto y tendencia. Los números entre paréntesis corresponden al número de rezagos en la prueba. Pruebas realizadas en *Eviews* 4.0.

De acuerdo con las pruebas Dickey-Fuller Aumentada, la serie del producto interno bruto tiene un orden de integración igual a uno, mientras que la serie del INPC tiene un orden de integración igual a uno cuando la prueba se especifica con y sin constante y tiene orden de integración igual a dos cuando la prueba se especifica la prueba con intercepto y tendencia. La prueba KPSS rechaza la hipótesis nula de estacionariedad en el producto tanto en su nivel como en su primera diferencia, tanto cuando se asume que la serie es estacionaria en su nivel como alrededor de una tendencia determinista. Por lo que respecta a la serie del INPC la prueba KPSS sugiere que tiene orden de integración igual a uno, asumiendo que la serie es estacionaria alrededor de un nivel, y que tiene orden de integración igual a dos, si se asume que estacionaria alrededor de una tendencia.

En el caso de la prueba de Phillips-Perron, la evidencia señala que la serie del producto tiene orden de integración igual a uno, y que el INPC posee un orden de integración igual a dos.

En base a estos resultados, las pruebas de raíces unitarias indican que la serie del producto tiene un orden de integración igual a uno, y no son concluyentes respecto a que si el orden de integración del INPC es igual a uno o a dos. No obstante lo anterior, en la literatura empírica sobre la inflación tiende a considerarse que en el largo plazo la inflación es I(1) mientras que en el corto plazo es estacionaria, es decir, que es I(0), Juselius(2006). Dada esta ambigüedad en las pruebas de raíces unitarias y a la evolución mostrada en la gráfica 4, trataremos a la inflación de largo plazo en México como una serie con un orden de integración igual uno, de forma análoga a como lo sugiere Juselius (2006). De esta manera, tanto en el VAR, empleado para analizar la relación entre inflación y crecimiento económico, como en el modelo GARCH en media, estimado para probar las hipótesis referentes a la inflación y la incertidumbre en México, utilizaremos como *proxy* de la inflación a la primera diferencia de la inflación, a la cual en lo sucesivo nos referiremos como el cambio en la inflación ( $\Delta\pi_t$ ).

### 3.2 Relación entre crecimiento económico e inflación

Para analizar la relación entre crecimiento e inflación, estimamos un  $VAR(k)$  entre las variables crecimiento económico e inflación de la siguiente forma:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} \dots + A_k X_{t-k} + \Phi D_t + \nu_t \quad (1)$$

donde  $X_t$  es un vector de variables endógenas,  $k$  es el número de rezagos, el cual se determina de acuerdo con algunos de los criterios convencionalmente empleados para tal fin,  $D_t$  es un vector de términos de intervención y  $\nu_t$  es un vector de ruido blanco gaussiano que se distribuye idéntica e independientemente con media cero y varianza finita.

Los criterios de Akaike, del Error de Predicción Final y el de Hannan-Quinn coincidieron que el número de rezagos óptimo en el VAR es 1. Los resultados del VAR(1) se presentan en la siguiente ecuación (2).

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.076 & -0.003 \\ (-1.0) & (-1.7) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.005 & -0.003 \\ (12.1) & (-6.9) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} const \\ shift\_82 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} dp\_32_t \\ dp\_53_t \\ dp\_82_t \\ dp\_84_t \\ dp\_89_t \\ dt\_95_t \\ dt\_09_t \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} -0.018 & -0.005 & -0.002 & 0.001 & 0.001 & 0.004 & 0.007 \\ (-10.1) & (-2.6) & (-0.5) & (-9.5) & (0.5) & (3.0) & (3.5) \\ 0.004 & -0.146 & 0.241 & -0.260 & -0.604 & -0.154 & 0.023 \\ (0.0) & (-1.5) & (2.9) & (-3.0) & (-7.3) & (-2.6) & (0.3) \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Sigma}_u = \begin{bmatrix} 0.03 & -0.05 \\ -0.05 & 64.62 \end{bmatrix} \times 10^{-4}, \quad Corr(u_t) = \begin{bmatrix} 1.00 & -0.04 \\ . & 1.00 \end{bmatrix} \quad (2)$$



Los números entre paréntesis son los estadísticos-t. Donde  $dp_{32}$ ,  $dp_{53}$ ,  $dp_{82}$ ,  $dp_{84}$ , y  $dp_{89}$  son *dummies* de pulso correspondientes a los años de 1932, 1984 y 1989, las cuales tratan de capturar la presencia tanto de *outliers* como de rupturas estructurales en las series de inflación y crecimiento económico incorporadas en el VAR, mientras que  $dt_{95}$ ,  $dt_{09}$  son *dummies* transitorias, las cuales toman el valor de -1 en 1995 y de 1 en 1996, en el caso de la primera, y de -1 para el año 2009, para la segunda; y  $shift_{82}$  es una *dummy* de *shift* la cual toma el valor de 1 en el periodo 1982-2009 y cero de otra forma, con la finalidad de tener presente el cambio de media registrado en ese periodo por el crecimiento económico. De esta manera, las ecuaciones que conforman el  $VAR(1)$ , presentadas en (2), capturan la dinámica entre la inflación y el crecimiento económico en el primer momento condicional de las variables. Las pruebas aplicadas a los residuos del modelo  $VAR(1)$  entre inflación y crecimiento económico se presentan en los cuadros A1 a A5, así como en la gráfica 1, del Anexo A. Como se puede ver en dichos cuadros, los residuos del  $VAR(1)$  estimado cumplen con el supuesto de normalidad, no tienen problemas de autocorrelación, ni de heterocedasticidad ni tampoco presentan efectos ARCH, de igual forma el VAR también satisface la condición de estabilidad.

Las pruebas de no causalidad en el sentido de Granger aplicadas al  $VAR(1)$  se presentan en el cuadro 4.

Cuadro 4. Pruebas de no causalidad en el sentido de Granger para el  $VAR(1)$  (1929-2009).

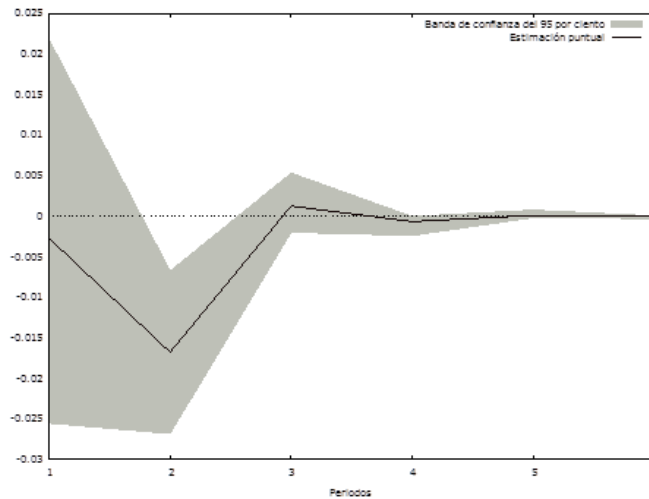
Hipótesis nula:	F(1,1,134)	valor-p
$\Delta y_t$ no causa $\Delta^2 p_t$	8.5502	0.0041**
$\Delta^2 p_t$ no causa $\Delta y_t$	2.9816	0.0865

Nota: \*, \*\* Indican el rechazo de la hipótesis nula al 5 y al 1% de significancia, respectivamente.

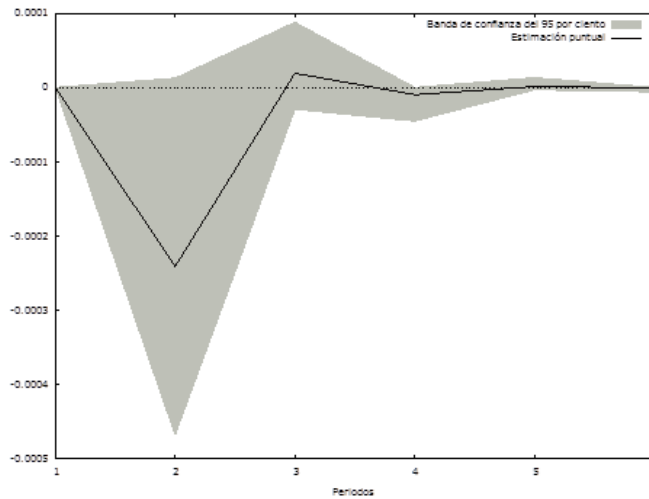
De las pruebas de causalidad de Granger efectuadas al modelo  $VAR(1)$  estimado, se infiere que es el crecimiento económico el que determina a la inflación, mientras que no es posible rechazar la hipótesis de que la inflación no causa al crecimiento económico al nivel de significancia del 5%, aunque si se rechaza a un nivel de significancia del 10%. De esta manera, la evidencia sobre la posibilidad de que la inflación determine al crecimiento económico es más endeble para el horizonte de largo plazo en México. Estos resultados contrastan con los encontrados por Mendoza (1998).

Con la finalidad de examinar la interacción entre el crecimiento económico y el cambio en la inflación efectuamos el análisis de impulso-respuesta con el  $VAR(1)$  estimado entre ambas variables. Las graficas 6 y 7 muestran la respuesta del cambio en la inflación a un *shock* en el crecimiento económico y la respuesta del crecimiento económico a un *shock* en el cambio en la inflación, respectivamente. De esas dos funciones de impulso-respuesta, la única que resultó estadísticamente significativa fue la respuesta del cambio de la inflación a un *shock* en el crecimiento económico en el segundo periodo y este fue negativo. De acuerdo con este último resultado, se infiere que el cambio en la inflación reacciona negativamente ante un incremento en el producto.

Grafica 6. Respuesta de  $\Delta\pi$  a un *shock* en  $\Delta y$  con intervalo de confianza estimado por el método de Bootstrapping.



Grafica 7. Respuesta de  $\Delta Y$  a un *shock* en  $\Delta\pi$  con intervalo de confianza estimado por el método de Bootstrapping.



Ahora, con la finalidad de averiguar si está presente una transmisión de volatilidad entre la volatilidad nominal y la volatilidad real estimamos un GARCH-Multivariado, el cual se puede plantear de la siguiente manera. Si  $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t})$  es el vector de errores aleatorios estimado de la ecuación de la media, la hipótesis de la transmisión de la volatilidad se puede probar a través de la representación BEKK de las varianzas y covarianzas condicionales del vector  $\hat{u}_t$  (Engle y Kroner 1995):

$$\hat{u}_t / F(t-1) \sim N(0, H_t) \quad (3)$$

donde  $F(t-1)$  es el conjunto de información hasta el periodo  $t-1$ , y  $H_t$  denota la matriz de varianza-covarianza condicional asociada con  $\hat{u}_t$ . Esta matriz se define como:

$$H_t = A'A + B'u_{t-1}u'_{t-1}B + C'H_{t-1}H'_{t-1}C \quad (4)$$

donde

$$A = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ 0 & a_{22} \end{pmatrix}; B = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}; C = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{pmatrix} \quad (5)$$

Por ejemplo, el primer elemento superior de la matriz  $H_t$  viene dado por:

$$h_{11,t} = a_{11}^2 + b_{11}^2 u_{1,t-1}^2 + 2b_{11}b_{21}u_{1,t-1}u_{2,t-1} + b_{21}^2 u_{2,t-1}^2 + c_{11}^2 h_{1,t-1}^2 + 2c_{11}c_{21}h_{1,t-1}h_{2,t-1} + c_{21}^2 h_{2,t-1}^2 \quad (6)$$

De manera similar, es posible representar cada uno de los elementos de esta matriz simétrica. Si no es posible rechazar alguna de las hipótesis de que  $b_{2,1} \neq 0$  o  $c_{21} \neq 0$ , o ambas simultáneamente, entonces existe transmisión de volatilidad nominal en el crecimiento económico (la volatilidad del crecimiento económico). Si se cumple que  $b_{21} \neq 0$  o  $c_{21} \neq 0$ , y que  $b_{12} \neq 0$  o  $c_{12} \neq 0$ , o combinaciones entre estos pares, entonces existe una transmisión de volatilidad simultanea entre la volatilidad real y la nominal.

La ecuación (7) muestra los resultados de la estimación del GARCH multivariado para los residuos del VAR(1).

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} -0.000 & 0 \\ 0.000 & -0.000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0.000 & 0.000 \\ 0 & -0.000 \end{bmatrix} + \\ &\begin{bmatrix} 0.119 & 7.282 \\ 0.005 & -0.032 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{u}_{1,t-1}^2 & \hat{u}_{1,t-1}\hat{u}_{2,t-1} \\ \hat{u}_{2,t-1}\hat{u}_{1,t-1} & \hat{u}_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.119 & 0.005 \\ 7.282 & -0.032 \end{bmatrix} + \\ &\begin{bmatrix} 0.953 & 1.910 \\ -0.001 & 0.986 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.953 & -0.001 \\ 1.910 & 0.986 \end{bmatrix} \quad (7) \end{aligned}$$

El cuadro 5 muestra los resultados de la prueba Ljung-Box multivariada aplicada a los residuos del

Cuadro 5. Pruebas Ljung-Box multivariadas a los residuos del Garch-Multivariado. (Actualizado).

Rezagos	Residuos Estandarizados	Residuos Estandarizados al cuadrado	Grados de libertad
1	3.5397 [0.4719]	6.2874 [0.1787]	4
2	8.1000 [0.4238]	6.8919 [0.5483]	8
3	18.8706[0.0917]	21.4522[0.0441]	12

Nota: Los números entre paréntesis son los rezagos incorporados en cada prueba. Pruebas realizadas en *J-Multi* 4.23. Sólo se especifican los estadísticos-*t* de la prueba y su respectivo valor-*p*.

Las pruebas Ljung-Box Multivariadas aplicadas a los residuos tanto a los residuos como a los residuos al cuadrado del GARCH-Multivariado no revelan errores de especificación en el modelo estimado para las volatilidades real y nominal.

Es preciso señalar que se estimó este tipo de modelo GARCH-Multivariado, debido a que en otras especificaciones del mismo como es la de Ling y Mcleer, no convergió la función de máxima verosimilitud, que es el método a través del cual se estiman generalmente este tipo de modelos.

Una desventaja de estimar este tipo de modelo GARCH-Multivariado, cuyos parámetros estimados se presentan en (7), es que no nos permite identificar claramente la forma en la que se lleva a cabo la transmisión de volatilidades entre las variables objeto de estudio. No obstante lo anterior, si es posible probar algunas otras hipótesis, de manera más general, como son la de no efectos GARCH y la de diagonalidad de los efectos GARCH en el modelo (7) estimado. La primera de ellas es equivalente al supuesto de homocedasticidad de los datos e implica que los coeficientes de las matrices *B* y *C* sean conjuntamente no significativos. Con respecto a la segunda hipótesis, la no significancia de los coeficientes fuera de la diagonal principal de la matriz *B* indica que no se incrementa la persistencia de las varianzas condicionales, en tanto que la significancia de los coeficientes análogos a la matriz *C* muestra que las varianzas condicionales rezagadas de la otra serie impactan a la varianza condicional contemporánea de la serie.

El cuadro 6 presenta los resultados de las anteriores hipótesis sobre el modelo GARCH-Multivariado estimado con los residuos del de las series de crecimiento económico e inflación en sus niveles.

Cuadro 6. Hipótesis sobre el modelo GARCH-Multivariado.

	Hipótesis	Valor-p
No efectos GARCH	$H_0 : b_{ij} = c_{ij} = 0$ para toda i,j	[0.0000]
Diagonal GARCH	$H_0 : b_{12} = b_{21} = c_{12} = c_{21} = 0$	[0.0002]

Nota: Pruebas realizadas en RATS 8.0.

Como se desprende de los resultados del cuadro 6, se rechazan al nivel de significancia del 1% las hipótesis de no efectos GARCH y de diagonalidad en el modelo GARCH. Lo anterior implica que están presentes transmisiones de volatilidad entre la volatilidad nominal y real.

### 3.3 Inflación e incertidumbre nominal

Ahora, con la finalidad de probar la relación entre inflación y la incertidumbre nominal asociada a la misma simultáneamente, y de esta forma incrementar la eficiencia en el procedimiento de la estimación, estimamos un modelo Garch en media (GARCH-M) enriquecido con la inflación rezagada en la ecuación de la varianza condicional. El modelo se describe a través de las ecuaciones siguientes:

$$\Delta\pi_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=1}^m \phi_{\varepsilon i} \varepsilon_{t-i} + \gamma \sqrt{h_{\pi t}} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\varepsilon_t = \nu_t \sqrt{h_{\pi t}} \quad (9)$$

$$h_{\pi t} = \omega_{\pi} + \sum_{j=1}^k \alpha_{\pi j} \varepsilon_{\pi t-j}^2 + \sum_{j=1}^l \beta_{\pi j} h_{\pi t-j} + \delta \Delta\pi_{t-1} \quad (10)$$

La ecuación (8) es el modelo general ARMA(p,q), donde  $\Delta\pi_t = \Delta p_t^2$  es la tasa de inflación. El error está dado por la ecuación (9) donde  $\sigma_{\nu}^2 = 1$ . Donde se asume que  $\nu_t$  es un proceso de ruido blanco que no está autocorrelacionado y que sus medias condicional y no condicional son iguales a cero. La varianza de  $\varepsilon_t$  esta dada por (10).

De acuerdo con este modelo, la significancia del coeficiente  $\gamma$ , en la ecuación (8), permite probar la hipótesis Cukierman-Meltzer. Si  $\gamma < 0$ , se cumple la hipótesis de estabilización propuesta por Holland (1995). En tanto que el coeficiente  $\delta$  prueba el “efecto nivel” o la “hipótesis de Friedman”, es decir el efecto de la inflación sobre la incertidumbre inflacionaria.

El modelo elegido para la media fue un  $AR(2)$ , cuya estimación se presenta en la ecuación (11):

$$\Delta\pi_t = 0.002 - 0.032 \Delta\pi_{t-2} + \varepsilon_t \quad (11)$$

(0.18)      (-2.99)

El cual se eligió de acuerdo con el criterio de Schwarz, detalles adicionales de los modelos alternativos estimados para la media se presentan en el cuadro A.6 del anexo. El cuadro 7 presenta las pruebas de diagnostico del modelo de la media (11) estimado

Cuadro 7. Pruebas de diagnóstico de los residuos de la ecuación (11).

Prueba	Estadístico	Valor-p
$Q(2)$	0.4110	[0.521]
$Q(4)$	0.6954	[0.874]
$Q(8)$	6.8503	[0.445]
$Q(12)$	8.3064	[0.686]
$Q(16)$	11.961	[0.682]
Residuos al cuadrado		
$Q(2)$	4.3305	[0.037]
$Q(4)$	4.4959	[0.213]
$Q(8)$	11.294	[0.126]
$Q(12)$	12.353	[0.338]
$Q(16)$	14.295	[0.503]
ARCH-LM(1)	0.0646	[0.799]
ARCH-LM(2)	3.9952	[0.136]

Estimaciones realizadas en *Eviews* 4.0.

De acuerdo con las pruebas efectuadas sobre los residuos de la media, estos se comportan como ruido blanco según los resultados de las pruebas de Ljung-Box con diferentes rezagos, mientras que para los residuos al cuadrado la prueba Ljung-Box con dos rezagos resultó estadísticamente significativa, lo cual sugiere la presencia de efectos ARCH en los residuos al cuadrado y por tanto la necesidad de modelar estos efectos a través de un modelo GARCH.

Los resultados de las estimación del modelo GARCH(1,1) se presentan en las ecuaciones (12) y (13):

$$\pi_t = 0.101 - 0.227 \pi_{t-2} - 1.083 \sqrt{h_{\pi t}} + \varepsilon_t \quad (12)$$

(3.04)      (-1.71)      (-2.77)

$$h_{\pi t} = 0.001 + 0.190 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.716 h_{\pi t-1} + 0.033 \pi_{t-1} \quad (13)$$

(1.03)      (1.23)      (4.27)      (2.02)

Con base en estos resultados, nosotros encontramos que el signo de  $\gamma$  es negativo, lo cual es consistente con la hipótesis de estabilización de Holland (1995), la cual sostiene que en respuesta a una mayor incertidumbre inflacionaria, y debido al temor de los posibles efectos reales de dicha incertidumbre, los bancos centrales pueden intentar contrarrestar esta incertidumbre contrayendo su oferta monetaria. De esta forma no encontramos evidencia para México del cumplimiento de la hipótesis de Cukierman-Meltzer en el horizonte de tiempo analizado.

De igual forma, encontramos evidencia que tiende a soportar la hipótesis de Friedman, del “efecto nivel”, la cual sostiene que la incertidumbre nominal se incrementará en la medida que lo hace la inflación del periodo previo, es decir que una mayor inflación conduce a mayor incertidumbre nominal. Nuestros resultados son consistentes con los encontrados por Grier y Grier (1998) para México en el periodo 1960-1997, además de que la magnitud de los coeficientes

$\gamma$  y  $\delta$  son muy similares en magnitud a los encontrados por Fountas (2010) para la muestra de países examinados por él. Las pruebas de diagnóstico efectuadas a los residuos estimados de la ecuación 12 se presentan en el cuadro 8, como se puede apreciar en dicho cuadro los residuos en su nivel como al cuadrado, se comportan como ruido blanco y ya no están presentes efectos ARCH en estos últimos, por lo cual se infiere que el modelo establecido en (12) y (13) está correctamente especificado.

Cuadro 8. Pruebas de diagnóstico de los residuos de la ecuación (e)

$Q(2)$	0.5130	[0.474]
$Q(4)$	0.7795	[0.854]
$Q(8)$	3.8657	[0.795]
$Q(12)$	7.0542	[0.795]
$Q(16)$	14.201	[0.510]
Residuos al cuadrado		
$Q(2)$	0.0887	[0.766]
$Q(4)$	1.1812	[0.758]
$Q(8)$	9.8092	[0.200]
$Q(12)$	13.075	[0.288]
$Q(16)$	14.039	[0.523]
ARCH-LM(1)	0.0611	[0.805]
ARCH-LM(2)	0.0781	[0.962]

Estimaciones realizadas en *Eviews* 4.0.

#### 4. Conclusiones

Examinamos las relaciones entre el crecimiento económico e inflación, y la de inflación e incertidumbre nominal a través de datos anuales para México en el periodo 1929-2009. Con respecto a la primera relación nuestros resultados sugieren que es el crecimiento económico el que determina el nivel de inflación en el largo plazo en México, aunque no se descarta la posibilidad por completo de que haya retroalimentación en ambas series, no obstante la evidencia de que la inflación cause al crecimiento es más débil, ya que dicha hipótesis sólo se puede aceptar al nivel de significancia del 10%.

Estos resultados parecen confirmarse por el análisis de impulso-respuesta del VAR(1) estimado para el crecimiento económico y la inflación, en virtud de que la función de impulso-respuesta de la inflación ante un choque en el crecimiento económico es estadísticamente significativa sólo en el segundo periodo.

De igual forma, a través de la estimación de un GARCH-Multivariado, encontramos que hay transmisión de volatilidades entre la incertidumbre nominal y la volatilidad real, en tanto que las pruebas aplicadas a este modelo rechazan la hipótesis de diagonalidad.

Por último, a través de un GARCH univariado en media, encontramos evidencia para México de la hipótesis de estabilización propuesta por Holland (1995), la cual sostiene que en respuesta a una mayor incertidumbre inflacionaria, y debido al temor de los posibles efectos reales de dicha incertidum-

bre, los bancos centrales pueden intentar contrarrestar esta incertidumbre reduciendo su oferta monetaria. De acuerdo con lo anterior, no encontramos evidencia para México del cumplimiento de la hipótesis de Cukierman-Meltzer en el horizonte de tiempo analizado. Así mismo, encontramos evidencia que tiende a soportar la hipótesis de Friedman, del “efecto nivel”, la cual sostiene que una mayor inflación conduce a mayor incertidumbre nominal.

## Bibliografía

- Acevedo, E. (2006). Inflación y crecimiento económico en México: una relación no lineal. *Economía Mexicana*. Nueva Época, XV(2), Segundo semestre de 2006.
- Akerlof, G., D. William and G. Parry (1996). The Macroeconomics of Low Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1996.
- Arestis Arestis, P. and A.S. Eichner (1988). The Post-Keynesian and Institutionalist Theory of Money and Credit. *Journal of Economic Issues*. 22(4), 1988.
- Ball, L. M Gregory and D. Romer (1988). *The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-Off*. Brookings Papers on Economic Activity, 1, 1988.
- Blanchard, O. and F. Stanley (1989). *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge, Mass., MIT Press.
- Cecchetti, S.G. and M. Ehrmann (1999). Does Inflation Targeting increase Output Volatility?. An International comparison of Policymakers’ Preferences and Outcomes. NBER Working Paper núm. 7426.
- Cecchetti, S.G., A. Flores-Lagunes and S. Krause (2000). Has Monetary Policy become more Efficient In Mexico?. *Banco de Mexico*, Research Document 2000-09.
- Cooley, T. and G. Hansen (1981). The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model. *American Economic Review*, 79, septiembre.
- Christian C. and M. Karanasos (2008). Negative Volatility Spillovers in the Unrestricted ECCC-GARCH Model. KOF Working papers 08-189, KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich.
- Cukierman, A. and A. Meltzer, (1986). A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information, *Econometrica*, 54, pp. 1099-1128.
- Davis, G. K. and E. B. Kanago (2000). The Level and Uncertainty of Inflation: Results from OECD Forecasts. *Economic Inquiry*. Oxford University Press, 38(1), pp. 58-72, January.
- Dotsey, M. and P. D. Sarte (2000). Inflation uncertainty and Growth in a Cash-in-advance Economy. *Journal of Monetary Economics* 45, pp. 631- 655.
- Engle, Robert F., and K. Kenneth (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11, pp. 122-50.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley.
- Fisher, I. (1926). A Statistical Relationship between Unemployment and Prices Changes. *International Labor Review*, 13, junio.
- Fountas, S., and M. Karanasos (2006). Inflation, Output Growth, and Nominal and Real uncertainty: Empirical Evidence for the G7. *Journal of International Money and Finance*, 26, pp. 229-250.
- Fountas, S. (2010). Inflation, inflation uncertainty and growth: Are they related?. *Economic Modelling*, 27(5), pp 896-899.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85, pp. 451-472.
- Gomme, P. (1993). Money and Growth Revisited: Mesuring the Costs of Inflation in an Endogenous Growth Model. *Journal of Monetary Economics*, 32, agosto.
- Grier K. y R. Grier (1998). Inflación e incertidumbre inflacionaria en México, 1960 - 1997. *El Trimestre Económico*, Fondo de Cultura Económica, 0(259), julio - septiembre, pp. 407-426.
- G. Kevin and J. Mark (1998). On Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries, *Journal of International Money and Finance*, 17, pp. 671-689.



- Grier K. and J. Mark (2000). The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some GARCH-M Evidence. *Journal of Applied Econometrics*, V.15.
- Grier, R. and K. Grier (2006). On the Real Effects of Inflation and Inflation Uncertainty in Mexico. *Journal of Development Economics* (80), pp. 478-500.
- Holland, A. S.(1995). Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering, *Journal of Money Credit and Banking*, 27, pp. 827-837.
- Jones, L. and R. Manuelli (1995). Growth and the Effects of Inflation. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, noviembre.
- Juselius, K. (2006). *The Cointegrated VAR model*. Oxford University Press.
- Lucas, R. (1973). Some International Evidence on Output-inflation Tradeoffs. *American Economic Review*, 63(3), junio.
- Mendoza, M. A. (1998). Inflación y crecimiento económico en México. *Monetaria*, Abril-Junio. pp. 139-162.
- Mundell, R.(1963). Inflation and Real Interest. *Journal of Political Economy*, 71, febrero.
- Okun, A. (1962). Potential GNP: Its Measurement and Significance. Reimpreso en J. Pechman (ed.), *Economics for Policymaking*, Cambridge, Mass., MIT Press, 1983.
- Ortiz, G. (2002). Inflación y política monetaria en México. En la inflación en México. *Gaceta de Economía*. Instituto Tecnológico Autónomo de México, tomo I, enero.
- Perrotini Hernández, I. (2006). Essays of the new Monetary consensus Theory and Empirical evidence, the Case of Mexico. Tesis de Doctorado. División de Estudios de Posgrado. Facultad de Economía, UNAM.
- Perrotini Hernández, I. (2007). El nuevo paradigma monetario. *Revista Economía UNAM*. Número 11. México, mayo-agosto. Págs. 64-82.
- Phillips, A. W. (1958). The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25, noviembre.
- Sidrauski, M. (1967). Inflation and Economic Growth, *Journal of Political Economy*, 75, diciembre.
- Stockman, A. C. (1981). Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy. *Journal of Monetary Economics*, 8, pp. 387-393.
- Tobin, J. (1965). Money and Economic Growth. *Econometrica* (33), pp. 671-684.

Cuadro A1. Pruebas de normalidad para los residuos del VAR(1) establecido en la ec. ( )

Prueba	Doornik y Hansen (1994)		Lütkepohl (1993)	
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
Conjunta	2.6933	[0.6104]	2.2364	[0.6924]
Asimetría	1.7482	[0.4172]	1.4792	[0.4773]
Curtosis	0.9450	[0.6234]	0.7572	[0.6848]

Nota: Pruebas realizadas en J-Multi 4.23.

Cuadro A2. Pruebas de normalidad Jarque-Bera para los residuos del VAR(1) establecido en la ec. ( )

Variables	Estadístico- $t$	Valor- $p$ de $\chi^2$	Asimetría	Curtosis
$\hat{u}_{1t}$	1.3163	[0.5178]	-0.2885	2.7315
$\hat{u}_{2t}$	1.2854	[0.5259]	0.2365	3.4143

Nota: Pruebas realizadas en J-Multi 4.23.

Cuadro A3. Pruebas de diagnostico del VAR de manera conjunta

Prueba	Estadístico	Probabilidad	Grados de Libertad
Autocorrelación			
$LM(1)$	6.6820	[ 0.1537]	4
$LM(2)$	12.4032	[ 0.1341]	8
Heteroscedasticidad			
$VARCH - LM(1)$	5.2359	[ 0.8133]	9
$VARCH - LM(2)$	18.0020	[ 0.4555]	18

Nota: los número entre paréntesis son los rezagos incorporados en cada prueba

Cuadro A4. Pruebas ARCH-LM de los residuos del VAR(1) de manera individual

Prueba	$\hat{u}_{1t}$		$\hat{u}_{2t}$	
$VARCH - LM(1)$	1.9447	[0.1632]	1.3254	[0.2496]
$VARCH - LM(2)$	2.0832	[0.3529]	1.3624	[0.5060]
$VARCH - LM(3)$	4.4289	[0.2187]	1.3300	[0.7220]

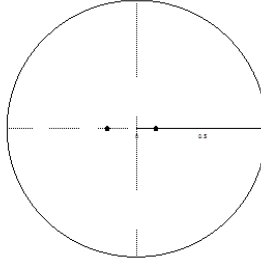
Nota: los número enter paréntesis son los rezagos incorporados en cada prueba. Pruebas realizadas en J-Multi 4.23. Sólo es especifican los estadísticos  $t$  de la prueba y sus respectivo valor- $p$ .

Cuadro A5. Modulo de los valores propios del polinomio característico inverso

$ z $	4.3994	6.7725
-------	--------	--------

Ecuaciones realizadas en J-Multi 4.23

Gráfico A.1. Raíces inversas del VAR(1) en relación al círculo unitario

Cuadro A. 6. Estimaciones ARMA para la media de la inflación:  $\pi_t$ 

	<i>Parámetros Estimados</i>					SSR	AIC	SBC
	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_1$	$\alpha_2$			
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \varepsilon_t$	0.003 (0.20)	-0.030 (-0.26)				0.9638	-1.5045	-1.4441
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \beta_2\pi_{t-2} + \varepsilon_t$	0.002 (0.19)	-0.036 (-0.33)	-0.322 (-2.98)			0.8604	-1.5784	-1.4871
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_2\Delta\pi_{t-2} + \varepsilon_t$	0.002 (0.18)	-0.032 (-2.99)				0.8616	-1.6029	-1.5420
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	0.001 (0.04)			-0.102 (-0.90)		0.9925	-1.4485	-1.4285
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \alpha_2\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$	0.001 (0.11)			-0.050 (-0.47)	-0.361 (-3.38)	0.8853	-1.5775	-1.4875
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \alpha_2\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$	0.000 (0.10)				-0.367 (-3.5)	0.8876	-1.6002	-1.5402
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	-0.001 (-0.52)			0.813 (10.4)	-0.998 (-36.1)	0.8694	-1.5818	-1.4912
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \beta_2\Delta\pi_{t-2} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	0.001 (0.15)	0.167 (0.53)	-0.312 (-2.74)	-0.224 (-0.68)		0.8553	-1.5584	-1.4366
$\pi_t = \beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \alpha_2\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$	0.000 (0.01)	-0.519 (-4.25)		0.503 (4.14)	-0.472 (-3.87)	0.8154	-1.6204	-1.4995
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \alpha_2\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$	0.001 (0.09)	0.164 (0.97)	-0.754 (-4.51)	-0.193 (-0.87)	0.533 (2.37)	0.8285	-1.5642	-1.4120
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-2} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	0.002 (0.18)		-0.322 (-2.97)	-0.061 (-0.52)		0.8584	-1.5807	-1.4894
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_2\Delta\pi_{t-2} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \alpha_2\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$	0.001 (0.13)		-0.703 (-3.82)	0.001 (0.01)	0.474 (2.00)	0.8364	-1.5806	-1.4589
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_1\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$	0.001 (0.18)	-0.036 (-0.49)			-0.357 (-3.34)	0.8702	-1.5810	-1.4903
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \beta_2\Delta\pi_{t-2} + \alpha_2\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$	0.001 (0.12)	0.031 (0.40)	-0.724 (-4.14)		0.505 (2.21)	0.8349	-1.5824	-1.4607
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_2\Delta\pi_{t-2} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	0.001 (0.13)		-0.703 (-3.86)		0.473 (2.02)	0.8364	-1.6066	-1.5153

Nota: Los números entre paréntesis son los estadísticos  $t$ .