
Volumen 7
Número 1
Enero-Junio 2012

EDITOR

Gerardo Dubcovsky

EDITORES ADJUNTOS

Myron Scholes
James Heckman
John C. Hull
Tom Copeland
Edward I. Altman
Marco Avellaneda
Aloísio Araujo
Anthony Thirlwall
James R. Barth
Fausto Hernández Trillo
José C. Ramírez Sánchez
Edgar Ortiz
Francisco López-Herrera
Francisco Venegas-Martínez
Carlos Guerrero de Lizardi

COMITÉ EJECUTIVO

José A. Quesada Palacios
Sergio F. Ruiz Olloqui Vargas
Manuel Osuna y Fernández
Claudia E. Castillo Ramírez
Beatriz Romero Sánchez

Patrocinado por:



REVISTA
MEXICANA DE
ECONOMÍA Y
FINANZAS
Nueva Época
REMEF

**(THE MEXICAN JOURNAL OF
ECONOMICS AND FINANCE)**

CONTENIDO:

Inflación, incertidumbre inflacionaria y crecimiento económico en México: 1929-2009.

IGNACIO PERROTINI HERNÁNDEZ Y DOMINGO RODRÍGUEZ BENAVIDES

Estimación de una ecuación de Euler del consumo per cápita para México: 1980-2010.

ALEJANDRO RODRÍGUEZ ARANA

Conditional Correlation between Oil and Stock Market Returns: The Case of Mexico.

ARTURO LORENZO VALDÉS, ROCÍO DURÁN VÁZQUEZ AND LETICIA ARMENTA FRAIRE

Evidencia empírica de la relación que existe entre la información sobre solvencia contenida en los ratios contables de las empresas que aplican NIIF y la información sobre solvencia medida a través de CDS.

LAURA LAZCANO, RAFAEL MUÑOZ Y JAVIER MÁRQUEZ

Determinación de impuestos óptimos por contaminación ambiental: Un enfoque de opciones reales.

CLAUDIA ESTRELLA CASTILLO RAMÍREZ, FRANCISCO VENEGAS-MARTÍNEZ Y FRANCISCO LÓPEZ-HERRERA

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 serie 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 está 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 explicita 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.

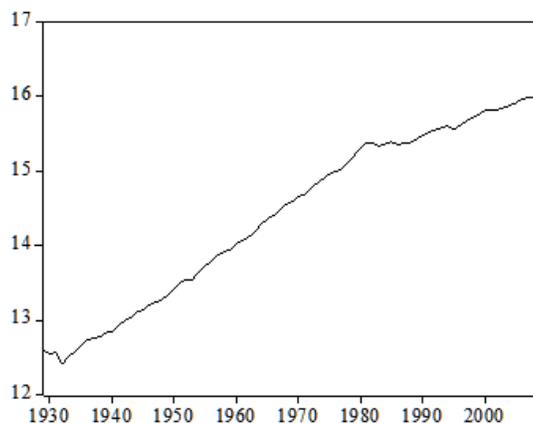
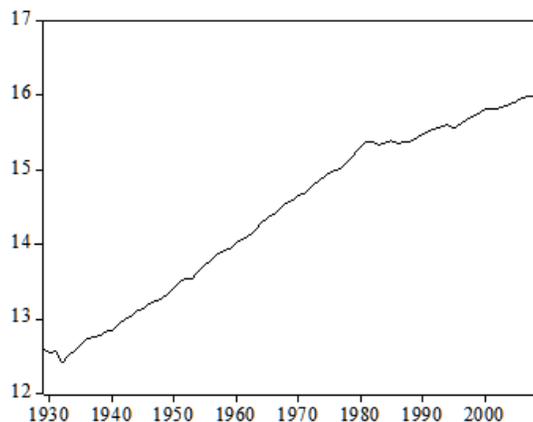


Gráfico 2. Índice Nacional de Precios al Consumidor: 1929-2009.



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.

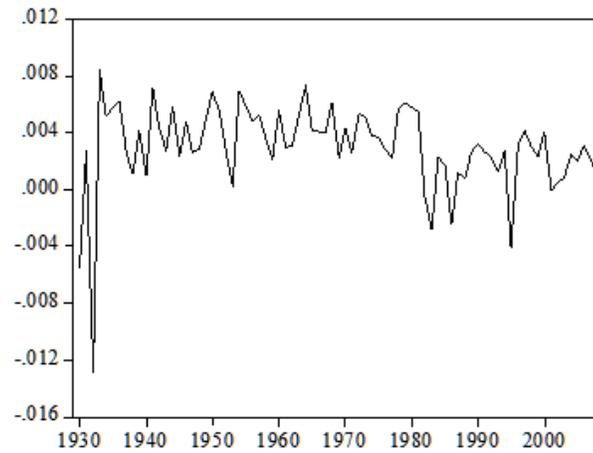
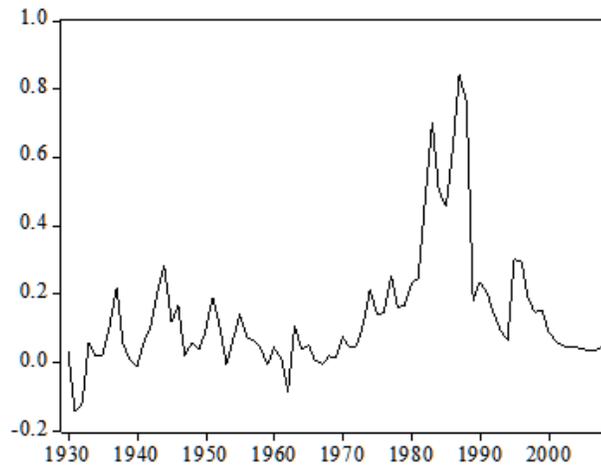
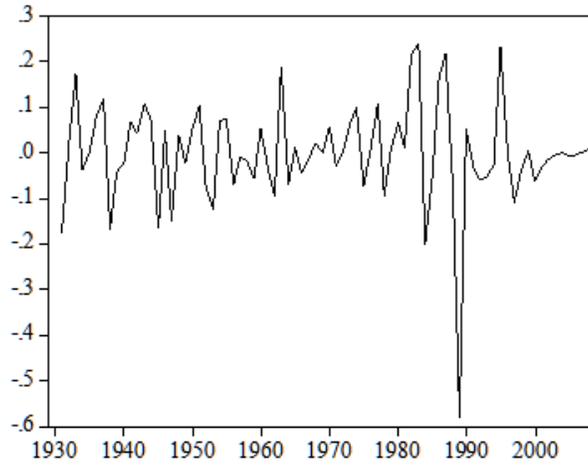


Gráfico 4. Inflación en México: 1929-2009.



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)
Δy_t	-2.4467(1)	-7.9066(0)	-8.4027(0)
p_t	1.1973 (1)	1.0378(1)	0.1311 (1)
π_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	
	η_μ	η_τ
y_t	2.6972(2)	0.5952 (2)
Δy_t	0.7097 (2)	0.1840 (2)
p_t	1.5845 (2)	0.5513 (2)
π_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. η_μ y η_τ 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)
Δy_t	-5.0980(5)	-7.9170 (2)	-8.3999 (2)
p_t	4.7636(6)	-3.9022 (6)	1.6060 (6)
π_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 ν_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).

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.076 & -0.003 \\ (-1.0) & (-1.7) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \Delta \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.005 & -0.003 \\ (12.1) & (-6.9) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} const \\ shift_82 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} dp_32_t \\ dp_53_t \\ dp_82_t \\ dp_84_t \\ dp_89_t \\ dt_95_t \\ dt_09_t \end{bmatrix}$$

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

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

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).

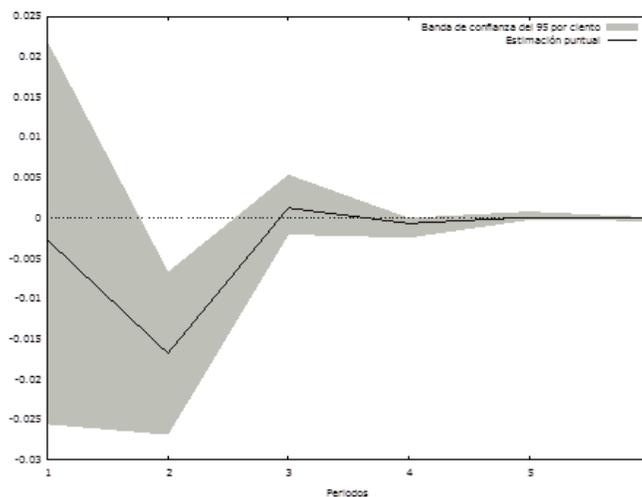
Hipótesis nula:	F(1,1,134)	valor-p
Δy_t no causa $\Delta^2 p_t$	8.5502	0.0041**
$\Delta^2 p_t$ no causa Δy_t	2.9816	0.0865

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

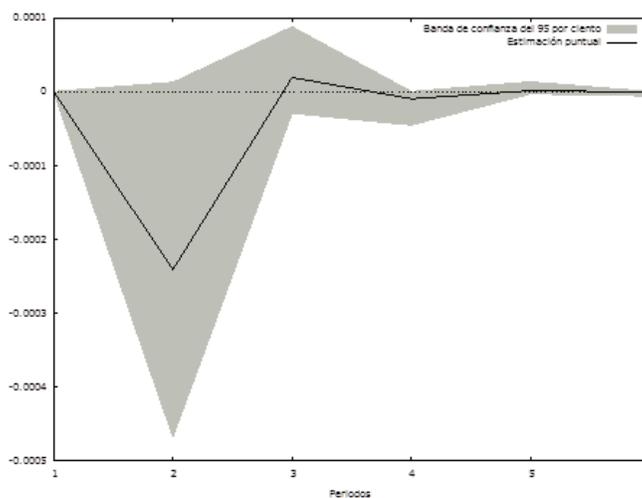
De las pruebas de causalidad de Granger efectuadas al modelo $VAR(1)$ estimado, se infiere que es el crecimiento económico el que determina a la inflación, mientras que no es posible rechazar la hipótesis de que la inflación no causa al crecimiento económico al nivel de significancia del 5%, aunque si 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 gráficas 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 Δy con intervalo de confianza estimado por el método de Bootstrapping.



Grafica 7. Respuesta de ΔY 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 ν_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 ε_t esta dada por (10).

De acuerdo con este modelo, la significancia del coeficiente γ , 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 δ 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):

$$\pi_t = \underset{(3.04)}{0.101} - \underset{(-1.71)}{0.227} \pi_{t-2} - \underset{(-2.77)}{1.083} \sqrt{h_{\pi t}} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$h_{\pi t} = \underset{(1.03)}{0.001} + \underset{(1.23)}{0.190} \varepsilon_{t-1}^2 + \underset{(4.27)}{0.716} h_{\pi t-1} + \underset{(2.02)}{0.033} \pi_{t-1} \quad (13)$$

Con base en estos resultados, nosotros encontramos que el signo de γ 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

γ y δ 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: Measuring 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 χ^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
$VARCH - LM(2)$	2.0832	[0.3529]	1.3624	[0.5060]
$VARCH - LM(3)$	4.4289	[0.2187]	1.3300	[0.7220]

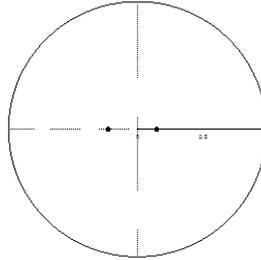
Nota: los número enter paréntesis son los rezagos incorporados en cada prueba. Pruebas realizadas en J-Multi 4.23. Sólo es especifican los estadísticos t de la prueba y sus respectivo valor- p .

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: π_t

	Parámetros Estimados						SSR	AIC	SBC
	β_0	β_1	β_2	α_1	α_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
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \beta_2\Delta\pi_{t-2} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \alpha_2\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$	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
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	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
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	0.001 (0.18)	-0.036 (-0.49)			-0.357 (-3.34)		0.8702	-1.5810	-1.4903
$\Delta\pi_t = \beta_0 + \beta_1\Delta\pi_{t-1} + \beta_2\Delta\pi_{t-2} + \alpha_1\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$	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 .

ESTIMACIÓN DE UNA ECUACIÓN DE EULER DEL CONSUMO PER CÁPITA PARA MÉXICO: 1980-2010

Alejandro Rodríguez Arana*

Universidad Iberoamericana, Ciudad de México

(Recibido 29 de septiembre 2011, aceptado 17 de febrero de 2012)

Resumen

Este trabajo estima una ecuación de Euler de consumo per cápita para México con datos trimestrales de 1980 a 2010. La estimación supone una función de utilidad isoelástica y se lleva a cabo por el método generalizado de momentos (MGM). Los resultados son muy acordes con lo que la teoría pronostica, aunque los residuales de la ecuación original no son totalmente aleatorios, lo que pone en tela de juicio la existencia de expectativas racionales. Una estimación adicional añadiendo niveles de consumo pasados (ver por ejemplo Fuhrer y Rudebusch (2004)) limpia los residuales y sigue siendo acorde con la ecuación de Euler como resultado de largo plazo. Un análisis complementario muestra que en México es posible rechazar cointegración entre el consumo per cápita y el PIB per cápita, lo que es compatible con la existencia de una ecuación de Euler para el consumo.

Abstract

This paper estimates an Euler equation for per capita consumption in Mexico with quarterly data from 1980 to 2010. The estimation assumes an isoelastic utility function and is performed using the Generalized Method of Moments (GMM). Results are consistent with the theoretical framework, though the residuals of the original equation are not random, which challenges the rational expectations hypothesis. An additional estimation adding past levels of consumption (see for example Fuhrer and Rudebusch (2004)) cleans the residuals and is consistent with the theory of the Euler equation as a long run result. A complementary analysis shows that in Mexico it is possible to reject cointegration between the per capita consumption and the per capita GDP, which is compatible with the existence of an Euler equation for consumption.

Clasificación JEL: E20, E21, E27.

Palabras clave: Consumo, Ecuación de Euler, Ingreso permanente.

* Universidad Iberoamericana, Ciudad de México. Av. Prolongación Paseo de la Reforma No. 880. Col. Lomas de Santa Fe, C. P. 01219. México, D. F. Tel. (55) 59-50-42-68. E-mail: alejandro.rodriguez@uia.mx

El autor desea agradecer a los dos árbitros anónimos que con sus comentarios permitieron mejorar el documento.

1. Introducción

El análisis del consumo contrasta dos hipótesis principales: la primera, sustentada por Keynes (1936) y muchos de sus seguidores, afirma que el ingreso corriente determina al consumo; la segunda, propuesta por Friedman (1957) y Ando y Modigliani (1963), introduce el concepto de ingreso permanente. De acuerdo a esta hipótesis, el consumo puede no estar tan relacionado con el ingreso corriente si el público espera que el ingreso futuro sea distinto al actual. Cuando la expectativa futura de ingreso es positiva, los individuos se van a endeudar y el consumo va a superar al ingreso corriente. Si sucede lo contrario, los individuos van a ahorrar más en el presente.

Durante los años sesenta y setenta, la teoría keynesiana del consumo era la más aceptada. La hipótesis del ingreso permanente volvió a cobrar fuerza después de la publicación del artículo de Robert Hall (1978), el cual implícitamente rescató una idea muy antigua de Ramsey (1928), paradójicamente también sustentada por Keynes.¹

El artículo de Hall (1978) muestra una relación empírica para Estados Unidos positiva y unitaria entre el logaritmo del consumo actual y el mismo concepto en el pasado, lo que implica que el consumo sigue una caminata aleatoria. Este resultado favorece la hipótesis del ingreso permanente porque indica que no es posible pronosticar el consumo futuro a través del ingreso actual. El mejor pronóstico del consumo del futuro es el consumo presente, el cual toma en cuenta el ingreso permanente.

Trabajos posteriores, como los de Hansen y Singleton (1982) (1983), perfeccionaron el análisis de Hall (1978) al introducir explícitamente la ecuación de Euler- que Ramsey derivara en 1928- para llevar a cabo una estimación donde el consumo actual depende del consumo futuro y la tasa real de interés.

La estimación de la ecuación de Euler para Estados Unidos y otros países desarrollados se ha llevado a cabo en dos niveles:

El primero individual, a través de datos microeconómicos que surgen de las encuestas de ingreso-gasto (Attanasio y Low (2002); Alan, Attanasio y Browning (2009)).

El segundo a nivel agregado (Fuherer (2000), Rudebusch (2002), Fuhrer y Rudebusch (2004), Fuhrer y Olivei (2004)). Utilizando datos agregados de consumo de los sistemas de cuentas nacionales.

Para el caso de México no tenemos noticia de alguna estimación de la ecuación de Euler. Hay sin embargo otros trabajos sobre consumo que se detallarán más adelante.

El objetivo principal de este trabajo es estimar una ecuación de Euler para el consumo per cápita agregado en México. Hay probablemente una creencia común, avalada por algunos trabajos empíricos,² de que en México no puede haber una ecuación de este tipo básicamente porque los mercados financieros son muy imperfectos.

¹ Otra paradoja en este caso es que Hall (1978) no cita el artículo de Ramsey (1928) pero sí muestra la ecuación teórica de Euler (Hall (1978 p. 974)).

² Ver por ejemplo Castillo-Ponce (2002).

Los resultados de este trabajo retan esa creencia. De acuerdo a la ecuación de consumo aquí estimada, el principal elemento que determina el consumo presente es el consumo futuro. El supuesto de que el sistema financiero es muy imperfecto es cierto, pero muchas veces el mercado encuentra formas de llevar a cabo un gran número de transacciones, incluso a través de mecanismos informales de crédito.

Un análisis complementario de este trabajo fortalece la posible existencia de una ecuación de Euler. Aparentemente hay una disociación entre las tendencias del consumo per cápita y del PIB per cápita en México, lo que podría estar ocasionado precisamente porque existe una ecuación como la descrita y es posible prestar y pedir prestado de una manera más libre de la que se ha creído hasta el momento.

La existencia de una ecuación de Euler para México tiene serias implicaciones a nivel macroeconómico. Por una parte sugiere que el sector financiero es más eficiente de lo que se ha supuesto hasta ahora, lo que puede incrementar las perspectivas futuras de crecimiento. Por otra parte puede generar desequilibrios en la balanza de pagos. Aun cuando Drazen y Helpman (1987) muestran que dichos desequilibrios no tiene por qué generar un problema de insolvencia, también es cierto que sí los pueden generar. Conocer de qué forma se determina el consumo puede ayudar a entender si efectivamente los desequilibrios son o no sostenibles.

El presente trabajo está dividido en tres secciones: la primera deriva una ecuación de Euler para el consumo a partir de un análisis de maximización de utilidad intertemporal. La segunda estima dicha ecuación en forma agregada para el caso de México. Finalmente, la tercera sección analiza la relación de largo plazo entre el consumo per cápita y el PIB per cápita en este mismo país.

2. Derivación de la ecuación teórica de Euler

La derivación de la ecuación de Euler para el consumo surge de la maximización de una función de utilidad intertemporal. Esta función puede definirse de la siguiente manera:

$$V_t = \sum_{i=0}^n \frac{U_{t+i}}{(1 + \theta)^i} \quad (1)$$

Donde V es la utilidad intertemporal. U_{t+i} es la utilidad instantánea en el momento $t + i$. θ es la tasa de descuento intertemporal, un concepto subjetivo

A su vez, la utilidad instantánea se define como una función isoelástica (ver Hansen y Singleton (1982)):

$$U_{t+i} = \frac{(E_t(C_{t+i}))^{1-\frac{1}{\rho}}}{(1 - \frac{1}{\rho})(1 + \theta)^i} \quad (2)$$

donde i toma valores desde cero hasta n . Cuando i es igual a cero $E_t(C_t) = C_t$. E es el operador valor esperado; C_{t+i} es el consumo por persona en el período $t+i$; ρ es la elasticidad de sustitución en el consumo. Para que exista un máximo

único, el valor de ρ tiene que ser mayor o igual a cero y estrictamente menor a infinito. Si ρ fuera cero, tendríamos una función de utilidad tipo Leontief, donde los distintos niveles de consumo a lo largo del tiempo son perfectamente complementarios. Si ρ fuera infinita, entonces habría perfecta sustitución entre los distintos niveles de consumo a lo largo del tiempo y habría una solución de esquina, o una indeterminación de los niveles de consumo.³

La maximización de utilidad intertemporal está sujeta a la restricción presupuestal también intertemporal, la cual se define como:

$$Y_t + \sum_{i=1}^n \frac{E_t Y_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1})} + H_0 = C_t + \sum_{i=1}^n \frac{E_t C_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1})} \quad (3)$$

donde los dos primeros términos del lado izquierdo de la ecuación (3) constituyen la expectativa del valor presente del ingreso personal; H_0 es la riqueza inicial del individuo. La suma de los dos términos del lado derecho de la ecuación representa la expectativa del valor presente del consumo de la persona.

A su vez:

$$\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1}) = (1+r_t)(1+r_{t+1})(1+r_{t+2}) \dots (1+r_{t+i-1}) \quad (4)$$

La maximización de (1) sujeta a (3) puede llevarse a cabo a través de un Lagrangiano:

$$L = \frac{C_t^{1-\frac{1}{\rho}}}{(1-\frac{1}{\rho})} + \sum_{i=1}^n \frac{(E_t(C_{t+i}))^{1-\frac{1}{\rho}}}{(1-\frac{1}{\rho})(1+\theta)^i} + \lambda \left[Y_t + \sum_{i=1}^n \frac{E_t Y_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1})} + H_0 - C_t - \sum_{i=1}^n \frac{E_t C_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1})} \right] \quad (5)$$

L es el Lagrangiano y λ es el multiplicador de Lagrange asociado.

Las condiciones de primer orden de este problema son:

$$\frac{dL}{dC_t} = C_t^{-\frac{1}{\rho}} - \lambda \quad (6)$$

$$\frac{dL}{d(E_t C_{t+1})} = \frac{(E_t C_{t+1})^{-\frac{1}{\rho}}}{(1+\theta)} - \frac{\lambda}{(1+r_t)} \quad (7)$$

$$\frac{dL}{d(E_t C_{t+i})} = \frac{(E_t(C_{t+i}))^{-\frac{1}{\rho}}}{(1+\theta)^i} - \frac{\lambda}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1})} \quad (8)$$

³ El valor ρ no puede ser negativo, porque en ese caso habría curvas de indiferencia cóncavas que llevarían a soluciones de esquina.

$$\frac{dL}{d(E_t C_{t+i+1})} = \frac{(E_t(C_{t+i+1}))^{-\frac{1}{\rho}}}{(1+\theta)^{i+1}} - \frac{\lambda}{\prod_{j=1}^{i+1}(1+r_{t+j-1})} \quad (9)$$

$$\frac{dL}{d\lambda} = Y_t + \sum_{i=1}^n \frac{E_t Y_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1})} + H_0 - C_t - \sum_{i=1}^n \frac{E_t C_{t+i}}{\prod_{j=1}^i (1+r_{t+j-1})} \quad (10)$$

El primer término del lado derecho de la ecuación (6) es la utilidad marginal del consumo en t . El numerador del primer término del lado derecho de la ecuación (7) es la utilidad marginal de la expectativa del consumo en $t+1$. Por su parte, el numerador del primer término del lado derecho de la ecuación (8) es la utilidad marginal de la expectativa del consumo en el período $t+i$. Este mismo concepto se aplica en $t+i+1$ para el numerador del primer término del lado derecho de la ecuación (9).

Despejando λ en (6) y (7) e igualando se llega a:

$$C_t^{-\frac{1}{\rho}} = \frac{(1+r_t)}{(1+\theta)} (E_t(C_{t+1}))^{-\frac{1}{\rho}} \quad (11)$$

Despejando λ en (8) y (9) se obtiene:

$$(E_t(C_{t+i}))^{-\frac{1}{\rho}} = \frac{(1+r_{t+i})}{(1+\theta)} (E_t(C_{t+i+1}))^{-\frac{1}{\rho}} \quad (12)$$

Las ecuaciones (11) y (12) son del tipo de Euler. La relación del consumo en cierto momento en el tiempo con la expectativa de consumo futuro inmediato es la misma para cualquier momento $t+i$.

La ecuación de Euler también se conoce como condición de Keynes-Ramsey (Ramsey (1928 p. 547), Blanchard y Fischer (1989 p. 41)). Cuando una persona decide sacrificar consumo presente por consumo en el siguiente período, lo que pierde es la utilidad marginal del consumo presente (el término del lado izquierdo de la ecuación (11)). Su ganancia es la utilidad marginal del consumo en el período siguiente, pero ahora multiplicada por uno más la tasa real de interés, pues lo que dejó de consumir en el presente generó un ahorro que dio como ganancia r unidades adicionales de consumo. Sin embargo, como el individuo mira este plan desde el presente, debe descontar la ganancia futura por $1+\theta$, donde θ es el descuento que el individuo hace del futuro próximo.⁴

Tomando logaritmos en ambos lados de (11) se obtiene

$$\ln C_t = \rho \ln(1+\theta) - \rho \ln(1+r_t) + \ln(E_t(C_{t+1})) \quad (13)$$

⁴ Ramsey (1928 p.547) afirma que aunque él derivó esta ecuación matemáticamente, fue realmente Keynes quien le dio la explicación intuitiva de la misma. Este anécdota es muy interesante y paradójico pues la ecuación de Euler en el consumo es tal vez la ecuación más anti keynesiana de la macroeconomía moderna.

El valor esperado del consumo futuro no necesariamente coincide con el valor realizado de dicha variable. De modo que:

$$\ln(E_t(C_{t+1})) = \ln C_{t+1} + \varepsilon_{(t+1)} \quad (14)$$

Donde ε_{t+1} es un error. Si hay expectativas racionales, este error es aleatorio y tiene media cero. En la literatura se supone además que se distribuye normalmente.

De este modo, la ecuación (13) se especifica en términos de los consumos observables:

$$\ln C_t = \rho \ln(1 + \theta) - \rho \ln(1 + r_t) + \ln C_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (15)$$

La ecuación a estimar empíricamente es:

$$\ln C_t = A_0 + A_1 \ln C_{t+1} + A_2 \ln(1 + r_t) \quad (16)$$

Para que se pruebe empíricamente la ecuación de Euler, no debe poderse rechazar que A_1 sea diferente de la unidad. En tal caso, el negativo de A_2 será un estimador de la elasticidad de sustitución intertemporal ρ . A su vez, $-A_0/A_2$ será un estimador del valor $\ln(1 + \theta)$. Si θ es un valor pequeño, entonces será un estimador directo de la tasa de descuento intertemporal θ .

3. Estimación de la ecuación de Euler para México

La ecuación de Euler (16) se estima para México con datos trimestrales desde el segundo trimestre de 1980 hasta el cuarto trimestre de 2010.

C_t es el consumo anualizado per cápita del trimestre en cuestión. Las cifras de consumo se obtienen del Banco de Información Económica del Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). A lo largo de estos años ha habido cambios en la metodología en las cuentas nacionales. Sin embargo, es posible construir una serie de consumo desde 1980 aplicando las tasas de crecimiento trimestrales de 1980 a 2002 a la serie base que comienza en 2003.

Las cifras de población se construyen como una aproximación tomando como base la población anual publicada por el Fondo Monetario Internacional en la base de datos del World Economic Outlook. El crecimiento anual de la serie se descompone trimestralmente y se genera así la serie trimestral.

Por su parte, la tasa real bruta de interés r_t se obtiene a partir de los datos de la tasa de interés nominal de CETES a 91 días publicada por el Banco de México y que cuenta con información desde 1978. Se utilizó esta tasa de interés básicamente porque es la que tiene mayor cantidad de información en el tiempo para los valores gubernamentales, los cuales han incrementado su participación en el mercado financiero a lo largo del tiempo.⁵ La correlación que existe entre

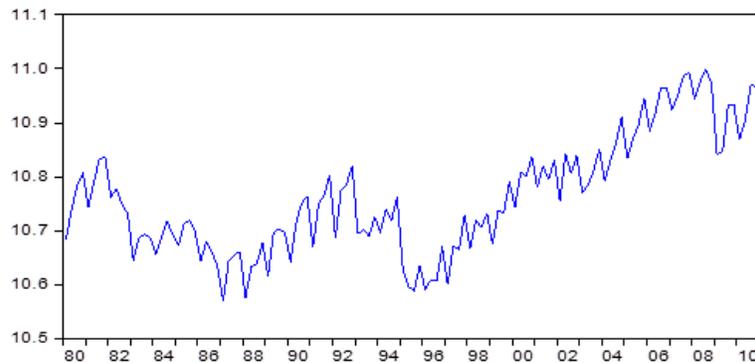
⁵ Así por ejemplo, en diciembre de 2011 del total de los activos financieros internos en poder de residentes los valores gubernamentales representan alrededor del 55%. La captación bancaria, excluyendo cheques y depósitos en cuenta corriente, apenas representa el 22%. Cuando se considera toda la captación bancaria, incluyendo cheques y depósitos en cuenta corriente, la suma de los valores públicos sigue siendo mayor. Es cierto que esto ha ido cambiando a lo largo del tiempo y antes era al revés.

la tasa de CETES a 91 días y otras tasas, como la de depósitos bancarios 3 meses, es de alrededor de 98%, por lo cual muy probablemente el uso de otras tasas bancarias daría resultados muy similares a los que surgen de este artículo.⁶

La primera aproximación para calcular esta tasa real consiste en tomar la tasa publicada del primer mes de un cierto trimestre- por ejemplo abril- y dividirla entre 400 para crear el término $(1+R_t)$. En seguida se toma la inflación ex post trimestral que ocurrió durante ese trimestre (la inflación compuesta de abril, mayo y junio) y se obtiene la tasa real trimestralizada a través del cálculo $(1+r_{Tt}) = (1+R_t)/(1+\pi_T)$, donde r_{Tt} es la tasa real bruta trimestral. Como los datos de consumo per cápita están anualizados, la tasa real también debe estar en estos términos, por lo cual la tasa bruta anual $r_{at} = (1+r_{Tt})^4 - 1$.

Los datos del logaritmo del consumo per cápita y la tasa real bruta anual r_{at} pueden observarse en las gráficas 1 y 2.

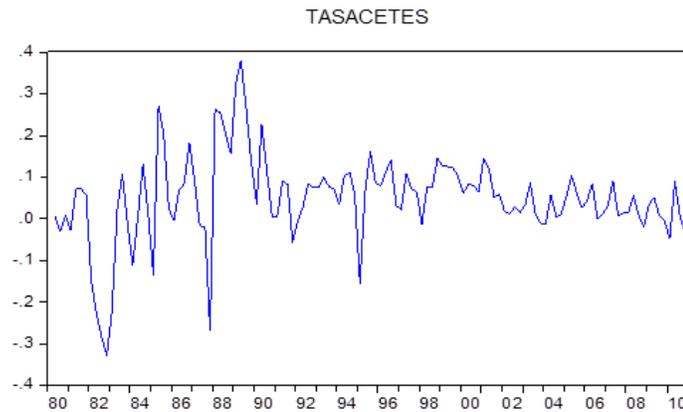
Gráfica 1. Logaritmo del consumo per cápita en México 1980-2010.
LOG(CONSPERC)



Fuente: Elaborada por el autor con datos del Banco de Información Económica del INEGI

⁶ Una razón adicional para usar una tasa de CETES es que la tasa de CETES a 28 días fue considerada durante mucho tiempo como la tasa líder del mercado financiero. Esto terminó cuando el Banco de México comenzó a utilizar su tasa de referencía. Desafortunadamente no fue posible usar la tasa de CETES a 28 días porque la información disponible es mucho menor a la de la tasa de CETES a 91 días.

Gráfica 2. Tasa real de interés de Cetes a 91 días en México 1980-2010.



Fuente: Elaborada por el autor con datos de las estadísticas de la página de internet de Banco de México

La base de datos del Banco de México no reporta las tasas de CETES a 91 días de agosto y septiembre de 1986 y la de noviembre de 1988. Para llenar estos tres espacios se tomaron, en el primer caso, los promedios de julio y octubre en agosto y septiembre de 1986 y, para llenar el espacio de noviembre de 1988, el promedio entre los datos de octubre y diciembre de ese mismo año.

La gráfica 1 de consumo per cápita muestra que esta variable prácticamente observó un crecimiento promedio nulo entre 1980 y 1995. Es a partir de 1996 cuando comienza a crecer. Por su parte, la gráfica 2 muestra gran varianza de la tasa real de interés en los mismos años de 1980 a 1995 y luego una mayor estabilidad. A fines de los años ochenta, cuando se instrumentó un programa de estabilización para reducir la inflación, la tasa real de interés observó niveles de entre 30% y 40%, algo que también sucedió en otros países con programas similares.

Un problema cuando se modela el consumo agregado per cápita de un país es suponer que la tasa de descuento subjetiva θ es igual para todos los individuos. Este problema ha sido destacado por Attanazio y Low (2002) y por Alan, Attanazio y Browning (2009). Los trabajos a nivel agregado de Fuhrer (2000), Rudebusch (2002), Fuhrer y Rudebusch (2004) y Fuhrer y Olivei (2004) suponen, al igual que en este trabajo, que la tasa de descuento es igual para todos los consumidores, lo que puede constituir una limitación.

El cuadro 1 muestra la estimación de la ecuación de Euler (16) de consumo per cápita para México utilizando la técnica del método generalizado de momentos (MGM). Desde el artículo seminal de Hansen y Singleton (1982), diversos trabajos para otros países utilizan esta técnica para versiones lineales como la de la ecuación (16).⁷ Esta técnica, sin embargo, ha sido criticada por

⁷ Ver por ejemplo Fuhrer (2000), Rudebusch (2002), Fuhrer y Rudebusch (2004), Alan, Attanasio y Browning (2009)

algunos autores, como Carroll (2001) o Alan, Attanasio y Browning (2009),⁸ cuando se aplica a datos de hogares o cuando la función de utilidad intertemporal implícita es distinta y genera soluciones no lineales. Fuhrer y Rudebusch (2004) y Fuhrer y Olivei (2004) también critican la técnica para datos agregados en muestras pequeñas pues de acuerdo a dichos autores genera sesgos.

Al analizar la información para México, no tenemos noticia de ningún trabajo que estime directamente la ecuación de Euler para este país. No obstante, hay diversos estudios que buscan encontrar los determinantes del consumo y del ahorro en México cuando hay restricciones de liquidez, o analizar la relación de cointegración entre el consumo y el ingreso en dicho país.

Así por ejemplo, Venegas-Martínez (2000) hace un estudio de cómo la utilidad que depende del consumo de diferentes bienes se modifica cuando los individuos consumen bienes importables a los que antes no tenían acceso; González-García (2002) analiza la cointegración entre el consumo y el ingreso; Castillo-Ponce (2002) estudia los efectos de las restricciones de liquidez sobre el consumo; Tórriz-Verástegui y Cedillo (2006) parten de un esquema de optimización muy similar al que se utiliza para estimar una ecuación de Euler, pero analizan cómo se suavizó el consumo ante la apertura comercial; Villagómez y Hernández (2009) analizan el efecto del sistema de pensiones sobre el ahorro privado; Gómez-Saldívar y Ventosa-Santaularia (2009) llevan a cabo un análisis de cointegración entre el consumo y el ingreso en México y Estados Unidos, Mashi y Peters (2010) analizan el efecto del ahorro en el crecimiento de México, concluyendo que el ahorro antecede al crecimiento.

La ecuación (16) se estima en forma trimestral desde el segundo trimestre de 1980 al último trimestre de 2010. Puesto que muy probablemente hay estacionalidad en el consumo, la especificación de la ecuación a estimarse es:

$$\ln C_t = A_0 + A_1 \ln C_{t+1} + A_2 \ln(1 + r_t) + A_3 q_1 + A_4 q_3 + A_5 q_4 \quad (17)$$

donde q_x es una variable dummy para el trimestre x .

Se corrieron dos versiones de (17). La primera utiliza la definición de tasa real bruta de interés ya descrita. La segunda toma la sugerencia de Fuhrer y Rudebusch (2004) de utilizar un promedio de tasas reales creadas de la misma manera que se explicó con anterioridad:

Se generaron así tasas reales trimestrales anualizadas que comienzan en cada mes de cada trimestre. Para un determinado trimestre que comienza por ejemplo en abril hay tres tasas, una que va de abril a junio, otra de mayo a julio y otra de junio a agosto. Como los ahorradores pueden también terminar contratos que se generaron en el trimestre anterior, la tasa promedio que se utilizó en el semestre que comienza en abril se obtiene a través de la fórmula:

$$(1 + r_{pt}) = \frac{1}{5} [(1 + r_{ft-1}) + (1 + r_{mart-1}) + (1 + r_{at}) + (1 + r_{mt}) + (1 + r_{jt})] \quad (18)$$

⁸ Attanasio y Low (2004) difieren con Carrol (2001) y señalan que cuando la ecuación de Euler se sustenta en una función de utilidad isoelástica sí es posible estimarla de manera lineal. Eso es justamente lo que hacemos en este artículo.

Donde r_p es la tasa promedio; r_f es la tasa que comienza en febrero del trimestre anterior; r_{mar} es la que comienza en marzo del trimestre anterior; r_{at} es la que comienza en abril del trimestre en cuestión (la tasa bruta ya descrita), r_m es la que comienza en mayo y r_j la que comienza en junio del trimestre relevante.

Para la primera versión de (17) (versión A) se utiliza sólo la tasa bruta del trimestre correspondiente, por ejemplo r_{at} ; para la segunda versión (versión B) se utiliza la tasa promedio r_{pt} formulada en (18).

Los resultados de la estimación de (17) son:

CUADRO 1. Estimación de la ecuación de Euler para México.

Ecuación (17)

Trimestral del segundo semestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

Variable dependiente $\log(C_t)$

Método de estimación: Método generalizado de momentos (MGMM)

Estadístico t entre paréntesis

	Versión a	Versión b
Constante (A_0)	-0.09 (-0.4)	-0.043 (-0.2)
$\log C_{t-1}$ (A_1)	1.007 (47.2)	1.003 (46.2)
$\log(1+r)$ (A_2)	-0.054 (-2.57)	-0.056 (-3.13)
q_1 (A_3)	-0.034 (-4.63)	-0.033 (-4.41)
q_2	-0.01 (-1.2)	-0.01 (-1.5)
q_3	0.077 (9.66)	0.077 (9.44)
ρ estimada	0.054	0.056
$\ln(1+\theta)$ estimada	-1.66	-0.75
X^2 para $\ln(1+\theta)=0$	0.156	0.034
R^2	0.94	0.94
DW	2.16	2.19
$X^2(36)$	70.6	73.9
JB	0.67	0.53
Estadístico J	0.03	0.02
Prueba de validación de instrumentos de Sargan $X^2(8)$	1.77	2.56

X^2 : Estadístico X^2 para probar si $\ln(1+\theta)$ es distinto de cero; R^2 : Coeficiente de determinación; DW: Estadístico Durbin-Watson; $X^2(36)$: Estadístico de Box-Pierce del correlograma; JB: Estadístico Jarque-Bera. Instrumentos para la estimación de la versión a: $\log(C_{t-1})$, q_1 , q_3 , q_4 , $\log(1+r_{t-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6$. Instrumentos para la estimación de la versión b: $\log(C_{t-1})$, q_1 , q_3 , q_4 , $\log(1+r_{pt-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6$.

Los resultados de la estimación de la ecuación (17) muestran que hay una relación del logaritmo del consumo presente con el logaritmo del consumo futuro tal como lo predice la teoría. El coeficiente del logaritmo del consumo futuro es uno incluso en términos puntuales. También ocurre una relación negativa entre el logaritmo del consumo actual y el logaritmo del término $(1+r_t)$ que incluye

la tasa real de interés relevante, aunque el coeficiente es pequeño e indica una baja elasticidad de sustitución en el consumo.

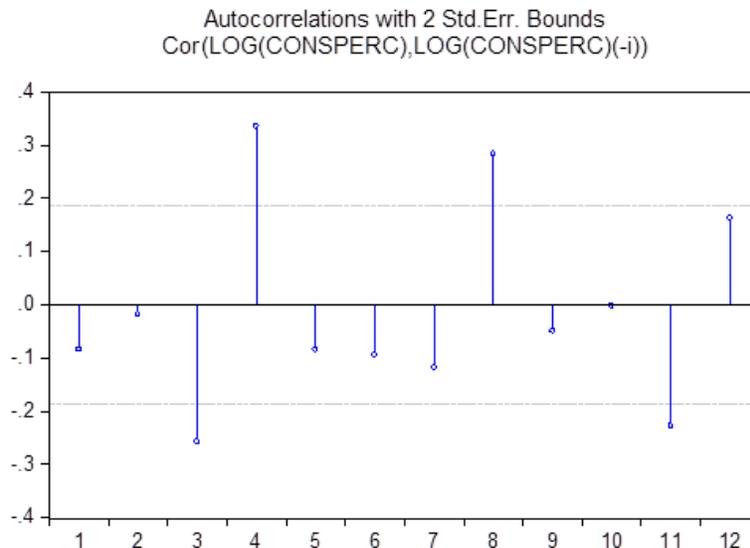
Las estimaciones del cuadro 1 indican que no es posible rechazar que el logaritmo de $(1 + \theta)$ sea cero, lo que implica que tampoco es posible rechazar que θ , la tasa de descuento intertemporal, sea cero. Estimaciones para otros países, por ejemplo en Brasil, también encuentran tasas estimadas subjetivas de descuento bastante pequeñas (ver por ejemplo Issler y Piqueira (2000)) Los críticos de las estimaciones lineales de la ecuación de Euler, como Carrol (2001) o Alan, Attanasio y Browning (2009), indican que las estimaciones lineales no pueden recuperar en forma correcta el parámetro θ .

El cuadro 1 también muestra que la clara estacionalidad que hay en el consumo per cápita, con una caída importante en el primer trimestre y un muy fuerte repunte en el último trimestre de cada año

Las versiones A y B proveen resultados muy similares. El utilizar la tasa que comienza el primer mes de cada trimestre, o un promedio de distintas tasas que comienzan en meses diferentes, no cambia en forma estadística ninguno de los resultados.

Un problema de la estimación de la ecuación (17) es que el estadístico Box-Pierce del correlograma muestra que los residuales de las regresiones no son ruido blanco. La inspección visual del correlograma valida el que aunque no existe autocorrelación de orden 1, si hay autocorrelación de orden superior, lo que puede observarse en la gráfica 3 del correlograma de la versión A estimada. (El correlograma de la versión B es muy similar.)

Gráfica 3. Correlograma de los residuales de la versión A estimada.



La existencia de autocorrelación en estimaciones que utilizan MGM no es un problema per se (ver por ejemplo Anatolyev (2005)). Esto se debe a que

los estimadores MGM son robustos a problemas de heterocedasticidad y correlación serial.⁹ Aun así, desde el punto de vista econométrico la presencia de correlación serial en los residuales puede causar problemas de endogeneidad. Esto se debe a que las variables instrumentales que se utilizan para llevar a cabo la estimación son muchas veces rezagos de las variables que intervienen en la regresión, las cuales no estarían correlacionadas con el error si éste fuera ruido blanco, pero podrían estar correlacionadas si el error tuviera algún comportamiento sistemático.

Los instrumentos que se utilizaron para estimar la ecuación (17) son efectivamente rezagos (ver la parte baja del cuadro 1). No obstante, el cuadro 1 muestra la prueba de validación de instrumentos de Sargan (ver Cuthbertson, Hall y Taylor (1992 p. 110)), la cual rechaza que haya correlación entre los instrumentos y el error.

En el caso que nos ocupa, la correlación serial indicaría que no hay expectativas racionales, pues el error no es aleatorio. De este modo, la ecuación (14) señalaría que los planes coinciden con las realizaciones sólo en largo plazo, pero que el error que se comete hoy tiene efectos sobre el error que se va a cometer en el futuro.

Otra probable razón por la que el error de la estimación de la ecuación (17) puede tener autocorrelación es porque podría haber variables omitidas. En estimaciones de ecuaciones de Euler para Estados Unidos varios autores se han visto en la necesidad de incorporar variables atrasadas de consumo para mejorar la estimación (ver por ejemplo Fuhrer (2000), Fuhrer y Rudebusch (2004), Fuhrer y Olivei (2004)). El incluir estos niveles de consumo pasado se justifica en razón de que grupos grandes de consumidores miran más al pasado que al futuro para decidir el consumo presente.

Con objeto de mejorar la estimación, y considerando lo que han hecho los autores mencionados, proponemos la estimación de la ecuación híbrida de Euler:

$$\begin{aligned} \ln C_t = A_0 + \sum_{i=1}^n A_i \ln C_{t-i} + A_{n+1} \ln C_{t+1} + A_{n+2} \ln(1 + r_t) \\ + A_{n+3}q_1 + A_{n+4}q_3 + A_{n+5}q_4 + e_t \end{aligned} \quad (19)$$

nuevamente esta ecuación se estima en sus dos versiones A y B.

Diversos ensayos econométricos sobre la ecuación (19) llevaron a estimar una ecuación menos general, la cual se especifica como

$$\begin{aligned} \ln C_t = A_0 + A_2 \ln C_{t-2} + A_3 \ln C_{t-3} + A_4 \ln C_{t-4} + A_6 \ln C_{t-6} \\ + A_7 \ln C_{t+1} + A_8 \ln(1 + r_t) + A_9q_1 + A_{10}q_3 + A_{11}q_4 + e_t \end{aligned} \quad (20)$$

⁹ Para diversas descripciones de las propiedades de los estimadores MGM ver Hansen y Singleton (1982), (1983), Arellano (2001), Anatolyev, (2005) y Bohn Nielsen (2005).

Los resultados de esta regresión se muestran en el cuadro 2
 CUADRO 2. Estimacion de la ecuación de Euler híbrida para México.

Ecuación 20.

Trimestral del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

Variable dependiente $\log(C_t)$

Método de estimación: Método generalizado de momentos (MGMM)

Estadístico t entre paréntesis

	Versión A ₀	Versión A ₁	Versión B ₀	Versión B ₁
Constante (A ₀)	0.06 (0.22)	0.24 (1.13)	0.132 (0.5)	0.24 (1.16)
$\log(C_{t-2})$ (A ₂)	0.25 (3.25)	0.24 (2.87)	0.27 (3.8)	0.26 (3.34)
$\log(C_{t-3})$ (A ₃)	-0.55 (-5.39)	-0.66 (-6.38)	-0.56 (-5.39)	-0.66 (-6.14)
$\log(C_{t-4})$ (A ₄)	0.44 (5.10)	0.51 (5.83)	0.45 (5.33)	0.52 (6.02)
$\log(C_{t-5})$ (A ₅)	-0.15 (-3.49)	-0.15 (-3.68)	-0.15 (-3.60)	-0.16 (-3.93)
$\log(C_{t-1})$ (A ₁)	1.012 (13.4)	1.04 (14.4)	0.99 (14.6)	1.01 (15.9)
$\ln(1+r_t)$ (A ₂)	-0.079 (-2.57)	-0.092 (-3.31)	-0.066 (-2.67)	-0.077 (-2.88)
q ₁ (A ₂)	-0.02 (-2.33)	-0.02 (-2.8)	-0.02 (-3.2)	-0.018 (-2.6)
q ₂ (A _{1,0})	-0.002 (-0.25)	-0.003 (-0.34)	0.003 (0.35)	0.004 (0.44)
q ₄ (A _{1,1})	0.038 (2.71)	0.02 (1.6)	0.037 (4.1)	0.024 (3.1)
p estimada	0.079	0.092	0.066	0.077
$\ln(1+\theta)$ estimado	0.75	2.6	2.0	3.1
X ² para $\log(1+\theta)=0$	0.05	1.7	0.26	2.0
X ² prueba de Wald para suma de coeficientes de rezagos de consumo igual a 0	0.06	0.5	0.0008	0.25
R ²	0.95	0.95	0.95	0.96
DW	1.96	2.16	2.04	2.25
X ² (36)	25.1	45.7	26.6	53.1
JB	8.1	2.2	7.9	1.7
Estadístico J	0.033	0.034	0.03	0.034
Prueba de validación de instrumentos de Sargan X ² (13)	2.8	3.9	3.0	4.1

X²: Estadístico X² para probar si $\ln(1 + \theta)$ es distinto de cero; R²: Coeficiente de determinación; DW: Estadístico Durbin-Watson; X²(36): Estadístico de Box-Pierce del correlograma; JB: Estadístico Jarque-Bera. La versión A₀ y B₀ se corren con toda la muestra. A las versiones A₁ y B₁ se les quitan los datos del cuarto trimestre de 1994 y del cuarto trimestre de 2008, los cuales generar errores no normales. Instrumentos utilizados para la estimación de la versión a₀ y a₁: $\log(C_{t-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6$. $\log(1 + r_{t-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6, q_1, q_3, q_4$. Instrumentos utilizados para la estimación de la versión b₀ y b₁: $\log(C_{t-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6$. $\log(1 + r_{pt-x})$ con $x = 1, 2, 3, 4, 5, 6, q_1, q_3, q_4$.

Para llevar a cabo la estimación de la ecuación (20) se corrieron cuatro regresiones: dos correspondientes a la versión *A* y dos a la versión *B*. La razón de esta decisión es que el uso de todos los datos generó residuales no normales (ver estadístico Jarque-Bera en las columnas de la versión A_0 y B_0). En las versiones A_1 y B_1 se eliminaron las observaciones del cuarto trimestre de 1994 y la del cuarto trimestre de 2008 que son las que causaban la no normalidad. Sin embargo, los demás resultados son bastante similares utilizando toda la muestra o quitando esos datos anómalos.

Los resultados generales de las cuatro regresiones del cuadro 2 muestran que el coeficiente del logaritmo del consumo futuro sigue siendo unitario y el coeficiente de la tasa real de interés sigue siendo negativo y su valor similar al de las regresiones del cuadro 1. Asimismo, no puede rechazarse que la suma de los coeficientes de los logaritmos del consumo rezagados sea cero.

Todos estos resultados son sorprendentes. En estimaciones híbridas de la ecuación de Euler para Estados Unidos (ver por ejemplo Fuhrer y Rudebusch (2004)) la inclusión de niveles pasados de consumo le resta valor al coeficiente del consumo futuro. En esos casos la suma de los coeficientes del consumo rezagado y del consumo futuro es la que se vuelve unitaria, mostrando, tal vez, que algunos consumidores tienen expectativas racionales y miran al futuro mientras que otros no las tienen, o tienen otro tipo de restricciones, y miran al pasado.

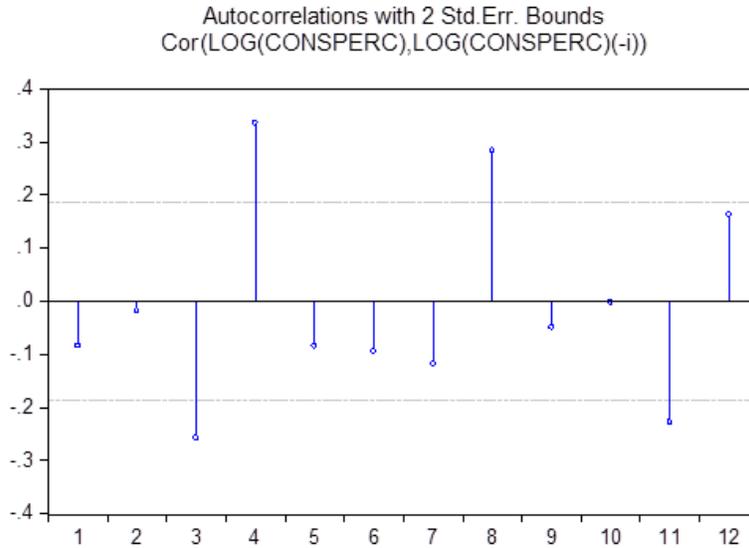
En el caso de México, el hecho de que el coeficiente del consumo futuro siga siendo unitario, y la suma de los coeficientes de los consumos rezagados sea cero, sugiere algo muy similar a lo que se había mencionado en la estimación de la ecuación original: Que hay un error no aleatorio entre los planes de consumo futuro y su realización. Ese error aparentemente depende de los consumos del pasado y se puede modelar atendiendo a dichos niveles.

En las estimaciones del cuadro 2 nuevamente no es posible rechazar que θ sea cero, si bien las estimaciones puntuales se incrementan notablemente en relación con las que se mostraron en el cuadro 1.

La estimación de la ecuación (20) que se muestra en el cuadro 2 corrige de manera notable la autocorrelación en relación con los resultados del cuadro 1 (ver estadísticos de Box-Pierce $X^2(36)$ en el cuadro 2). Como el error aparentemente se modela en relación a los consumos pasados, los resultados de los coeficientes del consumo futuro, el término que incluye la tasa de interés real $(1+r_t)$, y acaso la constante se modifican muy poco, lo que sugiere que la estimación de la ecuación (17) y los resultados del cuadro 1 son válidos para esos coeficientes.

La gráfica 4 muestra el correlograma de los residuales de la versión A_1 . Todas las autocorrelaciones parciales están dentro de los intervalos de confianza. Los correlogramas de las otras regresiones que se muestran en el cuadro 2 son muy similares.

Gráfica 4. Correlograma de los residuales de la versión A1 estimada (regresión 18).



4. Implicaciones de la existencia de una ecuación de Euler para México: la relación de largo plazo entre el consumo y el ingreso.

Varias son las implicaciones de que en México exista una ecuación de Euler para el consumo:

Una primera implicación es que la política fiscal pierde relevancia. La llamada equivalencia ricardiana impera y cambios en los impuestos en forma intertemporal no afectan al consumo (ver Blanchard y Fischer (1989 p. 129-130)).

Una segunda implicación posible, aunque no necesaria, es que se rompa la relación de largo plazo entre la trayectoria del consumo y la trayectoria del producto. Esto tal vez no pueda suceder en una economía cerrada pero ciertamente puede ocurrir en una economía abierta.

Cuando hay perfecta visión del futuro, la ecuación (13) de la sección 1 puede re escribirse de la siguiente manera:

$$\ln C_{t+1} - \ln C_t = \rho \ln(1 + r_t) - \ln(1 + \theta) \tag{21}$$

Lo que implica que el crecimiento del consumo está relacionado con la tasa de interés real y la tasa de descuento intertemporal. En una economía abierta al mercado de capitales la tasa de interés está fuertemente influida por la tasa externa de interés y en el límite está determinada por fuera, de modo que la trayectoria del consumo se vuelve independiente de otros factores internos. En cambio, en un modelo clásico la trayectoria del PIB se determina por factores

de oferta, como el crecimiento de la productividad, por lo cual las trayectorias del consumo y el PIB pueden ser, en teoría, diferentes.

Drazen y Helpman (1987) analizan este tema. Si el consumo se determina en forma independiente, entonces se crean niveles seculares de superávit o déficit de cuenta corriente, los cuales nunca se cierran. Esto no quiere decir que la economía se vuelva insolvente o rompa con las llamadas condiciones de transversalidad, pues aunque el crecimiento del consumo se determina por factores externos y exógenos, el nivel inicial se ajusta de tal modo que las condiciones de solvencia de la economía se cumplen en el muy largo plazo. Lo que sí puede suceder es que el consumo y el PIB muestren un divorcio de menor o mayor magnitud en sus trayectorias de largo plazo.

México tiene una economía muy abierta al exterior tanto en el comercio de bienes como en los movimientos de capital. Los resultados de este artículo muestran que hay un tipo de condición de Euler imperfecta, pero que en largo plazo podría operar en forma similar a la ecuación de Euler original. Estas son condiciones necesarias pero no suficientes para que el consumo y el PIB se divorcien. ¿Qué tan relacionadas están las tendencias de estas variables en México?

Puesto que el objetivo de este artículo es estimar la ecuación de Euler - lo que ya se hizo en la sección II de este trabajo- la pregunta anterior será contestada sólo de manera preliminar y parcial. Otros trabajos en el futuro deberán dilucidar más formalmente el problema, el cual tiene gran interés.

Al analizar las series de producto per cápita y consumo per cápita, se observa que la mayoría de las pruebas rechaza que estas variables sean estacionarias. El cuadro 3 muestra un resumen de diferentes pruebas para averiguar el grado de integración de las variables. Un tache implica que se rechaza que la variable sea estacionaria. Un asterisco implica que no puede rechazarse que la variable en cuestión sea estacionaria al 10%; dos asteriscos muestran la misma conclusión al 5% y tres asteriscos al 1%. Un guión indica que la prueba en cuestión no aplica.

CUADRO 3. Pruebas para averiguar el grado de cointegración del logaritmo del consumo per cápita y el logaritmo del producto per cápita.

Periodicidad trimestral. Del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

Tipo de prueba	log (C _t)			log(Y _t)		
	Sin intercepto y sin tendencia	Con intercepto y sin tendencia	Con intercepto y con tendencia	Sin intercepto y sin tendencia	Con intercepto y sin tendencia	Con intercepto y con tendencia
ADF(6)	X	X	**	X	X	X
DF GLS (6)	-	X	*	-	X	X
P.P.	X	X	**	X	X	***
E.R.S	-	X	X	-	X	X
Ng-P	-	X	**	-	X	X

ADF: Prueba de Dickey-Fuller aumentada DF GLS: Prueba de Dickey-Fuller con las variables transformadas por el método de mínimos cuadrados generalizados (GLS por sus siglas en inglés). P.P.: Prueba de Phillips-Perron E.R.S: Prueba de Elliot-Rothemberg y Stock. Ng-P: Resumen de las pruebas de Ng y Perron. En todas las pruebas se utilizaron los rezagos que sugirió el programa E-Views 7.

Cuando se aplican las pruebas a las series sin tendencia, se rechaza sistemáticamente que las variables sean estacionarias. Aun con tendencia, la mayor parte de las pruebas rechaza que la serie del producto per cápita sea estacionaria. La prueba de Elliot-Rotemberg-Stock también rechaza que la serie del consumo per cápita sea estacionaria aun cuando se incluye una tendencia. Por lo anterior, se podría decir que las variables seguramente no son estacionarias en media y tal vez ni siquiera en la varianza.

Las mismas pruebas aplicadas a las primeras diferencias de las variables en cuestión no pueden rechazar en ningún caso que esas diferencias sean estacionarias. Lo anterior implica que las series del logaritmo del consumo per cápita y del producto per cápita son integradas de orden 1 (I(1)). Estas series podrían estar o no cointegradas. Si no lo están, eso sería una muestra que hay un cierto divorcio entre la tendencia del consumo per cápita y la correspondiente al producto per cápita. La razón de ese divorcio podría ser la existencia de una ecuación de Euler en el consumo y el hecho de que la economía mexicana está muy abierta al mercado de capitales.

Para averiguar qué tan relacionados están el consumo per cápita y el producto per cápita, se llevaron a cabo dos pruebas: la prueba de Johansen de cointegración (Johansen (1988)) y la prueba clásica de Engle y Granger (1987).

La prueba de Johansen indica que no hay cointegración entre el logaritmo del consumo per cápita y el logaritmo del producto per cápita bajo ninguna circunstancia. El cuadro 4 muestra el estadístico de la traza de la prueba de Johansen y el valor crítico al 5%. En todos los casos, incluso aquellos donde se incluyen tendencias lineales o cuadráticas, el estadístico de la traza está muy por debajo del valor crítico al 5%, lo que indica que es posible rechazar cointegración entre las variables analizadas

CUADRO 4. Pruebas de integración de Johansen entre el logaritmo del consumo per cápita y el logaritmo del producto per cápita.

Periodicidad trimestral. Del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

Tipo de prueba	Estadístico de la traza	Valor crítico al 5%
Sin intercepto y sin tendencia	5.4	12.3
Con intercepto y sin tendencia	6.8	20.3
Con intercepto y tendencia lineal	6.3	15.5
Con intercepto y tendencia cuadrática	13.3	18.4

La prueba clásica de Engle y Granger (1983) (ver Cuthbertson, Hall y Taylor (1992) capítulo 5) consiste en correr una regresión simple por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) entre el logaritmo del consumo per cápita y el logaritmo del producto per cápita.

Después se obtienen los residuales de esa regresión y se analiza si son o no estacionarios. Si lo son, no puede rechazarse que exista cointegración entre las variables. Si no son estacionarios, es posible rechazar cointegración.

La regresión de Engle y Granger da por resultado:

$$\log(C_t) = -1.3 + 1.1\log Y_t$$

El análisis de los residuales de la regresión se lleva a cabo de manera estrictamente análoga al análisis del cuadro 3, lo cual se observa en el cuadro 5.

CUADRO 5. Análisis sobre el grado de integración de Johansen de los residuales de la regresión de Engle y Granger entre el logaritmo del consumo per cápita y el del producto per cápita

Periodicidad trimestral. Del segundo trimestre de 1980 al cuarto trimestre de 2010.

	Sin intercepto y sin tendencia	Con intercepto y sin tendencia	Con intercepto y con tendencia
ADF(4)	X	X	X
DF-GLS(4)	-	X	X
P.P	***	***	***
E.R.S	-	X	X
Ng-P	-	X	X

ADF: Prueba de Dickey-Fuller aumentada DF GLS: Prueba de Dickey-Fuller con las variables transformadas por el método de mínimos cuadrados generalizados (GLS por sus siglas en inglés). P.P.: Prueba de Phillips-Perron E.R.S: Prueba de Elliot-Rothemberg y Stock. Ng-P: Resumen de las pruebas de Ng y Perron. En todas las pruebas se utilizaron los rezagos que sugirió el programa *E-Views 7*.

Todas las pruebas, excepto de la Phillips-Perron, rechazan que los residuales de la regresión de Engle y Granger sean estacionarios. El que dichos residuales no sean estacionarios refuerza los resultados de las pruebas de Johansen. La gran mayoría de las pruebas rechaza que haya cointegración entre el consumo per cápita y el PIB en los mismos términos.

La ausencia de cointegración entre el consumo per cápita y el PIB per cápita puede estar justificada por la existencia de la ecuación de Euler en un marco de alta movilidad de capitales. La hipótesis del ingreso permanente y el análisis empírico sobre las ecuaciones del tipo de Euler que comenzó Hall (1978) parecen ser relevantes para el caso de México.

5. Conclusiones

Este trabajo estima una ecuación de Euler para el consumo per cápita agregado de México. El resultado principal es que dicha ecuación puede estimarse y los coeficientes que se encuentran son acordes con la teoría. El consumo futuro tiene una gran influencia en el consumo presente, lo que indica que en México los agentes toman en cuenta el futuro para sus decisiones de consumo presente. Asimismo, la tasa real de interés tiene un efecto negativo-aunque pequeño- sobre el consumo presente, lo cual es acorde con la teoría del consumo desde Ramsey (1928).

Aun así, podría haber un error no aleatorio entre los planes de consumo futuro y las realizaciones de la misma variable, por lo que la presencia de expectativas racionales queda en entredicho.

Los datos disponibles no sólo avalan la ecuación de Euler para México, sino que en general rechazan que el consumo y el ingreso corriente- medido por el PIB- guarden una relación de largo plazo demasiado estrecha. Diversas

pruebas estadísticas rechazan que en México el PIB per cápita y el consumo en los mismos términos sean variables cointegradas. Esto puede suceder porque México es una economía muy abierta al mercado de bienes y capitales, lo que puede divorciar el consumo del ingreso.

La existencia de una ecuación de Euler para México es sorprendente básicamente porque existe la creencia generalizada de que hay múltiples restricciones en el mercado financiero (ver Castillo Ponce (2003) y Torres Verástegui y Cedillo Velásquez (2006)). Dichas restricciones podrían impedir la propia existencia de la ecuación de Euler y generar una relación entre el consumo y el ingreso más similar a la que plantea el modelo Keynesiano simple. Sin embargo, los datos muestran que es posible estimar la ecuación de Euler, por lo cual tal vez existan mecanismos financieros- algunos de ellos incluso informales- que reducen y, en algunos casos anulan, las restricciones financieras mencionadas. Analizar estos mecanismos en trabajos futuros sería de gran interés.

La estimación de la ecuación de Euler para México muestra que la tasa de interés real tiene un efecto negativo y significativo sobre el consumo per cápita. Sin embargo, dicho efecto es relativamente pequeño pues la elasticidad de sustitución (ρ) estimada está entre 0.05 y 0.1. Esto quiere decir que hay gran complementariedad en el consumo a lo largo del tiempo y que para fomentar el ahorro se necesitan incrementos elevados en la tasa real de interés. En modelos de crecimiento endógeno, como el de Rebelo (1991), el hecho de que la elasticidad de sustitución en el consumo sea pequeña implica un crecimiento económico reducido. Tal vez eso podría explicar en parte el bajo crecimiento económico de México en los últimos años.

Un ejemplo puede aclarar lo anterior. Cuando hay perfecta visión del futuro y tanto la tasa de interés como la tasa subjetiva de descuento son pequeñas, el crecimiento del consumo per cápita se da por la ecuación $\rho(r - \theta)$ (ver ecuación (21) y Rebelo (1991)). Para el caso de México, la elasticidad sustitución ρ estimada es de máximo 0.1 y el promedio de tasa real de interés entre 1980 y 2010 fue de 5%. Con una tasa de descuento que no puede rechazarse sea cero, eso daría un crecimiento anual del consumo per cápita estimado por el modelo de 0.5%. El crecimiento realmente observado para esta variable ha sido de 0.43% anual, que aparentemente no difiere estadísticamente de la estimación simple con la ecuación $\rho(r - \theta)$. De acuerdo a este análisis, la baja elasticidad de sustitución en el consumo podría ser uno de los determinantes del bajo crecimiento del consumo per cápita y probablemente del crecimiento del propio PIB per cápita en México.

Si de verdad existe una ecuación de Euler en el consumo para México- la cual puede explicar más el consumo que una posible función de corte keynesiano- será necesario no sólo estimar más certeramente dicha ecuación, sino entender sus implicaciones. Este tipo de relaciones revelan un sistema financiero más eficiente de lo que se creía. Esto implica ventajas en términos de generar más recursos para la inversión productiva pero también implica desventajas. En general el sistema puede ser más vulnerable a generar situaciones insostenibles de la cuenta corriente. Entender cómo funciona el consumo puede ayudar a crear una regulación financiera que reduzca riesgos de crisis en el futuro.

El artículo presenta algunas limitaciones que hay que señalar:

La primera es que aun cuando se cubren 31 años de análisis, el número de observaciones es cercano a 120. Si bien no es un número pequeño, tampoco es demasiado grande. Algunas pruebas estadísticas que trabajan bajo el supuesto de muestras de gran tamaño podrían tener algún sesgo. El incluir el pasado podría modificar los resultados. Desafortunadamente no hay más datos para ampliar la muestra.

Una segunda limitación es que durante el período de análisis hubo diversas crisis macroeconómicas (en 1982, 1987, 1994-1995). Tal vez en esos sub períodos la especificación del consumo pudo haber cambiado. Hacer un análisis por períodos sería de interés. Sin embargo, el problema es que las muestras por períodos tendrían pocas observaciones.

Una tercera limitación es la de suponer una función de utilidad iso elástica, la cual cubre un buen número de casos pero no todos. La función iso elástica se convierte en una de bienes perfectamente complementarios cuando la elasticidad sustitución ρ es cero; es la función logarítmica cuando $\rho = 1$ y sería una función lineal cuando ρ tiende a infinito. Sin embargo, si la función de utilidad verdadera fuera una función exponencial, eso no lo cubriría la función iso elástica (ver Blanchard y Fischer (1989 p. 44)). En dicho caso los resultados econométricos podrían estar sesgados. Aunque un gran número de autores utiliza la función iso elástica, una posibilidad para el futuro sería estimar una ecuación tipo Euler no paramétrica, la cual permitiera inferir la función de utilidad ex post y no ex ante.

Bibliografía

- Alan, S. O. Attanasio and M. Browning (2009). Estimating Euler Equations with Noisy Data: Two Exact GMM Estimators. *Journal of Applied Econometrics*, 24, pp. 309-324.
- Anatolyev, S (2005). GMM, GEL, Serial Correlation and Asymptotic Bias. *Econometrica*, 73(3), pp. 983-1002.
- Ando, A and F. Modigliani (1963). The Life Cycle Hypothesis of Savings: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, 53(1), pp. 55-84.
- Arellano, M (2001). Sargans Instrumental Variable Estimation and GMM. CEMFI. Working Paper 0110. Madrid, España.
- Attanasio, O and H. Low (2002). Estimating Euler Equations. The Institute for Fiscal Studies. Working Paper 02/06. Londres, Inglaterra.
- Banco de México (Noviembre de 2011) Estadísticas. En <http://www.banxico.org.mx/-estadísticas/index.html>
- Blanchard, O and S. Fischer (1989). Lectures on Macroeconomics. The MIT Press. Cambridge, Massachusetts.
- Bohn Nielsen, H. (2005). Generalized Method of Moments Estimation. En [http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics205 II/LectureNotes/gmm.pdf](http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics205%20II/LectureNotes/gmm.pdf). Consultado en Noviembre de 2011.
- Carrol, C. D. (2001). Death of the Log Linearized Consumption Euler Equation! (And very poor Health of the Second Order Approximation). *Advances in Macroeconomics*, 1(1), pp. 1-32.
- Castillo Ponce, R.(2003). Restricciones de liquidez, canal de crédito y consumo en México. *Economía Mexicana*, Nueva Época, 12 (1), pp. 65-101.
- Cuthbertson, K, S. Hall and M. Taylor (1992). Applied Econometric Techniques. Harvester Wheatsheaf.
- Davidson, J, D. Hendry, F. Srba and S. Yeo (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time Series Relationship Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom. *Economic Journal*, 88, pp. 691-692.

- Drazen, A and E. Helpman (1987). Stabilization with Exchange Rate Management. *Quarterly Journal of Economics*, 102, pp. 835-855.
- Engle, R and C. Granger (1987). Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Control. *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Fondo Monetario Internacional (Septiembre 2011). World Economic Outlook. En <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2011/02/weodata/index.aspx>
- Friedman, M. (1957). The Theory of Consumption Function. Princeton University Press.
- Fuhrer, J. C (2000). Habit Formation in Consumption and its Implications for Monetary Policy Models. *American Economic Review*, 90, pp. 367-390.
- Fuhrer, J. C and G. D. Rudebusch (2004). Estimating the Euler Equation for Output. *Journal of Monetary Economics*, 51(6), pp. 1133-1153.
- Fuhrer, J. C and G.P. Olivei (2004). Estimating Forward Looking Euler Equations with GMM Estimators. *Federal Reserve Bank of Boston*. Working Paper 04-2. Boston, Massachusetts.
- Gómez-Zaldívar, M and D. Ventosa Santaularia (2009). Bilateral Relationship between Consumption and GDP in Mexico and the USA: A Comment. *Applied Econometrics and International Development*, 9(1), pp. 77-90.
- González García, J. (2002). La Dinámica del Consumo Privado en México: Un Análisis de Cointegración con Cambios de Régimen. Banco de México. Documento de Investigación. México.
- Habibullah, M, P. Smith and W. Azman Saini (2006). Testing Liquidity Constraints in 10 Asian Developing Countries.: An Error Correction Model Approach. *Applied Economics*, 38, pp. 2535-2543.
- Hall, R (1978). Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86(6), pp. 971-987.
- Hansen, L. P and K. Singleton (1982). Generalized Instrumental Variables of Non Linear Rational Expectations Models. *Econometrica*, 50(5), pp. 1269-1286.
- Hansen, L. P and K. Singleton (1983). Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns. *Journal of Political Economy*, 91(21), pp.249-265.
- Hendry, D.F (1983). Econometric Modelling: The Consumption Function in Retrospect. *Scottish Journal of Political Economy*, 30, pp. 193-220.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) (Noviembre de 2011). Banco de Información Económica. En <http://dgcnesyp.inegi.org.mx/bdiesi/bdie.html>
- Issler, J. V and N. Piqueira (2000). Estimating Relative Risk Aversion, the Discount Rate and the Intertemporal Elasticity of Substitution in Consumption from Brazil Using Three Types of Utility Functions. *Brazilian Review of Econometrics*, 20, pp. 201-239.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegrating Vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Keynes, J. M (1936). The General Theory of Employment, Interest and Money. Harcourt.
- Mashi, R. and S. Peters (2010). A Revisitation of the Savings-Growth Nexus in Mexico. *Economic Letters*, 107(3), pp. 318-320.
- Ramsey, F. (1928). A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal*, 38(152), pp. 543-559.
- Rebelo, S. (1991). Long Run Policy Analysis and Long Run Growth. *Journal of Political Economy*, Vol 99, 500-521.
- Rudebusch, G. D (2002). Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty. *Economic Journal*, 112, pp. 1-31.
- Torres Verástegui, J. L and R. Cedillo Velásquez (2006). Consumption Smoothing and the Current Account: Evidence from Mexico, 1980-2005. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 6(2), pp. 17-23.
- Venegas-Martínez, F. (2000). Utilidad, Aprendizaje y Estabilización. *Gaceta de Economía*, 10, pp. 153-169.
- Villagómez, A y J. I. Hernández (2009). Impacto de la Reforma al Sistema de Pensiones en México. *Economía Mexicana*, Nueva Época, 19(2), pp. 271-310.