

CENTRO DE INVESTIGACIÓN Y DOCENCIA ECONÓMICAS, A.C.



**LOS EFECTOS DE LA INCERTIDUMBRE SOBRE EL
CRECIMIENTO DEL PRODUCTO, LA INFLACIÓN Y LA
DEPRESIACIÓN CAMBIARIA**

T E S I N A

**QUE PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN ECONOMÍA**

**PRESENTA
BENJAMIN OLIVA VAZQUEZ**

**DIRECTOR DE LA TESINA
DR. RODOLFO SOCRATES CERMEÑO BAZAN**

MEXICO, D.F. JUNIO, 2010

En memoria de mis padres

Agradecimientos

Muchas son las personas que me han aconsejado, criticado, corregido y ayudado durante mi estancia en el CIDE. Menciono aquí solo a aquellas que vienen a la memoria en este momento.

A mis hermanos y abuelitas por todo el apoyo que me han brindado a lo largo de mi vida, en especial en estos dos últimos años.

Al Dr. Rodolfo Cermeño por su interés y apoyo en la realización de este trabajo. Al Dr. David Mayer por sus valiosos comentarios.

Finalmente, a los amigos de siempre por su amistad incondicional: Paco, Valentín, Rubén, Chavita y Jig.

Índice

	Página
I. Introducción	5
II. Revisión bibliográfica	8
II.1. Tipo de cambio y crecimiento económico	8
II.2. Inflación y crecimiento económico	10
II.3. Algunos estudios empíricos	12
III. El modelo teórico	15
IV. Especificación econométrica	20
V. Análisis de resultados	24
V.1. Los datos	24
V.2. Análisis univariado de las series	26
V.3. Resultados	28
VI. Conclusiones	33
VII. Bibliografía	35
VIII. Apéndice	38

I. Introducción

En los países en desarrollo, como México, el tipo de cambio es un tema de suma importancia para efectos de política económica. El interés radica en estudiar los factores que afectan al tipo de cambio y los efectos de éste sobre la economía real. En particular la literatura examina si las depreciaciones del tipo de cambio y su incertidumbre disminuyen el crecimiento económico, y si elevadas tasas de apreciación cambiaria crean, a su vez, más incertidumbre cambiaria (Agenor y Montiel, 1996; Grier y Hernández-Trillo, 2004; Mendoza, 1997; entre otros).

Por otro lado, la relación entre la inflación y la evolución de la actividad económica real ha sido uno de los temas empíricos fundamentales en macroeconomía desde hace muchos años (véanse los trabajos de Barro, 1995; De Gregorio, 1992; Phillips, 1958; Sarel, 1995; entre otros). Al respecto, los economistas se han planteado si la incertidumbre del crecimiento económico promueve, o retarda, el crecimiento; si la incertidumbre asociada con la inflación tiene efectos negativos sobre la actividad económica; o si el crecimiento y la inflación responden en sentidos opuestos a los choques de la economía.

El objetivo de esta tesina es probar si la relación entre la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal, la tasa de inflación y la tasa de crecimiento del producto¹ presentan los siguientes efectos: si altas tasas de apreciación cambiaria crean, a su vez, más incertidumbre cambiaria, y si la tasa de depreciación cambiaria y su varianza tienen efectos contractivos sobre la tasa de crecimiento del producto. Adicionalmente verificamos si la incertidumbre inflacionaria puede disminuir la tasa de crecimiento del producto; si una alta

¹ Cuando nos refiramos a “crecimiento del producto” deberá entenderse como la variación mensual (o anual, si se especifica) porcentual de la producción y no como crecimiento económico de largo plazo.

incertidumbre inflacionaria eleva la inflación, y si una mayor incertidumbre del crecimiento del producto eleva la media del crecimiento del producto y la inflación.

En este trabajo se realiza un análisis empírico de la relación de las medias y varianzas condicionales de las tasas de depreciación cambiaria, inflación y crecimiento del producto. Los datos usados son series mensuales de la economía mexicana en el periodo de enero de 1993 a diciembre de 2009. Mediante el uso de un modelo GARCH-M multivariado estimamos simultáneamente las medias y varianzas condicionales. Nuestro trabajo es único por estudiar estos efectos en conjunto.

Los resultados obtenidos apoyan la existencia de una relación positiva entre la tasa de depreciación cambiaria y su volatilidad, así como que la incertidumbre cambiaria deprime la tasa de crecimiento del producto. Así mismo, no encontramos evidencia de que las depreciaciones cambiarias aumentan el crecimiento del producto. Adicionalmente, los resultados muestran que no existe evidencia de que la incertidumbre inflacionaria tenga un efecto negativo en el crecimiento del producto y uno positivo en la inflación. Más aún, la evidencia empírica sugiere que la incertidumbre del crecimiento económico no incrementa la media de la tasa de inflación o del crecimiento del producto. Finalmente, algunos efectos que también encontramos son que la incertidumbre cambiaria eleva la inflación y que la media de inflación tiene un efecto positivo en su varianza.

El resto del trabajo se desarrolla de la siguiente forma. En la sección II se hace una breve revisión de los estudios teóricos y empíricos relacionados con este trabajo. En la sección III se presenta el modelo teórico que sustenta el presente estudio. En la sección IV se presenta la especificación del modelo empírico y las hipótesis específicas a investigar. La descripción de los datos, el análisis univariado de las series, y los resultados de las

estimaciones los presentamos en la sección V. Por último, en las secciones VI y VII presentamos las conclusiones y el apéndice, respectivamente.

II. Revisión bibliográfica

II.1. Tipo de cambio y crecimiento del producto

Una de las decisiones de política más importantes en los países en desarrollo es la elección y el sostenimiento de un régimen cambiario. La discusión al respecto radica en cuándo es conveniente establecer un tipo de cambio fijo o si lo mejor es que este cotice libremente. Desde una postura de política económica, la elección exacta del régimen cambiario es solo un medio parara otros fines. Fijar una paridad puede inicialmente proveer un ancla nominal para la inflación. Sin embargo, con el paso del tiempo, dicha elección puede volverse económicamente inapropiada, permitiendo que los ataques especulativos lleven a grandes devaluaciones.

Por su parte, la libre flotación del tipo de cambio permite que se presenten fluctuaciones excesivas de corto plazo sin relación alguna con los fundamentales de la economía. Las grandes variaciones cambiarias dañan gravemente a la economía vía el comercio internacional. En un mundo ideal, el hacedor de política debería esforzarse por una política mixta, que pueda sostener un tipo de cambio consistente con los balances internos y externos, que además exhiba un grado apropiado de predictibilidad (Grier y Hernández-Trillo, 2004). Sin embargo, en economías como la de México las crisis cambiarias son todavía frecuentes y sumamente dañinas para la economía real.

Para Grier y Hernández-Trillo (2004), las apreciaciones altas del tipo de cambio nominal crean más volatilidad. Por ejemplo, la apreciación prolongada daña el sector exportador, creando presiones políticas para ajustar a la baja el tipo de cambio nominal. Lo que genera incertidumbre sobre cuando se decidirá ajustar la política cambiaria. Así, se

puede afirmar que dicha incertidumbre es una función positiva del nivel actual del tipo de cambio nominal.

Convencionalmente, las depreciaciones cambiarias aumentan las exportaciones y, en consecuencia, el producto de un país. Sin embargo, para Agenor y Montiel (1996) este resultado no es robusto. En el capítulo 10, Agenor y Montiel (1996) argumentan que las depreciaciones cambiarias aumentan el crecimiento del producto, pues se estimula la demanda externa por las exportaciones e incrementa la demanda interna de la producción doméstica, debido al encarecimiento de las importaciones.

Sin embargo, si los insumos de las empresas exportadoras se componen en su mayoría de productos importados, una depreciación cambiaria elevará sus costos ocasionándoles pérdidas. Las pérdidas serán aún mayores para aquellas empresas que sus insumos provengan del exterior y no sean exportadoras, pues sus costos están denominados en moneda extranjera, mientras que sus ingresos están en moneda local. Adicionalmente, si las empresas asumen deudas en moneda extranjera y generan beneficios en moneda local, el efecto de una depreciación del tipo de cambio será contractivo para ellas y, por lo tanto, para la economía.

Si el crecimiento del producto está, en parte, determinado por el comercio internacional (además de los efectos del nivel del tipo de cambio nominal) resulta importante preguntarse por los efectos de la volatilidad del tipo de cambio nominal sobre la tasa de crecimiento. La incertidumbre cambiaria y el comercio sostienen una relación que es estudiada en el trabajo de Coté (1994). La revisión de los estudios empíricos, le permite concluir que la evidencia al respecto del efecto de la volatilidad del tipo de cambio nominal en la economía es mixta. No obstante, un gran número de dichos trabajos apoyan la idea de

que la volatilidad del tipo de cambio nominal deprime los niveles de comercio. La volatilidad del tipo de cambio nominal puede afectar directamente el comercio, a través del ajuste de costos de las empresas, e indirectamente, a través de su efecto en la estructura del producto y la inversión.

Adicional a lo mencionado hasta ahora tenemos el trabajo de Mendoza (1997), quien desarrolla un modelo estocástico de crecimiento endógeno que resalta la importancia de la volatilidad del tipo de cambio real como un determinante de la tasa media de crecimiento del consumo. Los incrementos de la varianza del tipo de cambio real resultan en un crecimiento rápido o lento del consumo dependiendo del grado de aversión al riesgo. Si el grado de aversión al riesgo es relativamente bajo, un aumento de la varianza del tipo de cambio real (es decir, un incremento del riesgo) disminuye la tasa de crecimiento promedio. Alternativamente, si la aversión al riesgo es alta, el crecimiento aumenta con forme lo haga la varianza del tipo de cambio real². Así, la incertidumbre cambiaria puede afectar la producción; es decir, la varianza de la tasa de depreciación cambiaria puede tener efectos sobre la tasa de crecimiento del producto y no sólo sobre las exportaciones, como comúnmente se hace mención.

II.2. Inflación y crecimiento del producto

El efecto de corto plazo de la inflación en la economía es un tema que se ha discutido con mucha frecuencia en los estudios teóricos y empíricos. Este es importante, porque si la inflación tiene efectos en la economía real, los hacedores de política podrían influir en la economía a través de la política monetaria. Sin embargo, muchas teorías económicas

² Mendoza (1997) asume que los agentes no pueden cubrirse de las fluctuaciones debidas a los rendimientos de los ahorros denominados en términos del precio de los bienes importados (los cuales son los bienes de consumo en el modelo). Entonces, muestra que los incrementos de la incertidumbre o volatilidad de los términos de intercambio disminuyen o aumentan dependiendo del grado de aversión al riesgo existente.

predicen neutralidad o algún efecto positivo de la inflación en la economía. Un factor de complicación adicional es que puede existir una relación entre la media y la incertidumbre de la inflación, es decir, las inflaciones altas son menos predecibles.

En el trabajo de Grier y Perry (2000) se menciona que la relación entre el crecimiento del producto y la inflación y sus respectivas incertidumbres tienen sus fundamentos teóricos en los trabajos de Friedman (1977), Cukierman y Meltzer (1986), Black (1987) y Deveraux (1989). Cada uno de estos trabajos aporta alguna relación o hipótesis acerca de cómo las incertidumbres de la inflación y del crecimiento del producto afectan los niveles medios de las tasas de inflación y el crecimiento del producto.

La primera hipótesis que presentamos es la de Friedman (1977), quien propone una posible correlación positiva entre inflación y desempleo. El argumento que sostiene dicha afirmación radica en que altas tasas de inflación producen más incertidumbre sobre la inflación futura. Esta incertidumbre, en consecuencia, disminuye la eficiencia económica y temporalmente reduce el producto e incrementa el desempleo. La incertidumbre inflacionaria afecta los contratos salariales y aumenta el grado de indexación de los salarios. Por lo tanto, existe más ruido en el sistema de precios, al menos durante el tiempo que las empresas adoptan la nueva información.

El modelo de Cukierman y Meltzer (1986) analiza la relación entre la estructura de los objetivos del hacedor de política y su credibilidad. Parten de la premisa de que a la Reserva Federal le disgusta la inflación, pero también busca estimular la economía con inflación sorpresiva. Cukierman y Meltzer (1986) muestran que los incrementos en la incertidumbre inflacionaria, derivada de los intentos por crear inflación sorpresiva, elevan

la tasa media de inflación óptima. En concreto, la causalidad es de la incertidumbre inflacionaria hacia la media de inflación.

Sin embargo, si se permite a los trabajadores la elección endógena del nivel de indexación salarial que debería existir en la economía, Deveraux (1989) muestra que, desde la perspectiva del hacedor de política, menos indexación hace que la inflación sorpresiva sea más efectiva. Así, se incrementa el incentivo de crear inflación sorpresiva trasladándose en altas tasas promedio de inflación. La predicción del trabajo de Deveraux es que mayor incertidumbre del crecimiento del producto incrementa la media de la tasa de inflación.

Por último, Black (1987) considera la relación entre el riesgo y el rendimiento. El argumenta que la elección de investigaciones en tecnologías riesgosas muy especializadas puede producir una economía con altas tasas medias de crecimiento del producto. Por lo tanto, más incertidumbre sobre el crecimiento del producto elevará la media del crecimiento del producto.

II.3. Algunos estudios empíricos

Existen algunos trabajos empíricos relacionados con nuestro trabajo. Por un lado están los que analizan la relación entre el crecimiento del producto y la inflación y, por el otro, están los que investigan la relación entre el tipo de cambio (real y nominal) y sus efectos en el producto.

Dentro del primer grupo están Grier y Perry (2000) y Grier y Grier (2006) quienes estiman un modelo GARCH-M bivariado para Estados Unidos y México, respectivamente. En el caso de Estados Unidos, no hay evidencia estadísticamente significativa de alguna relación entre la inflación y el crecimiento del producto y sus respectivas varianzas

condicionales. Sin embargo, encuentran evidencia de que la incertidumbre inflacionaria disminuye significativamente el crecimiento del producto. Para México, la evidencia empírica sugiere que la incertidumbre inflacionaria tiene un efecto negativo sobre el crecimiento del producto; que altas tasas medias de inflación elevan la incertidumbre inflacionaria; y que la media de la inflación tiene un efecto negativo sobre el crecimiento del producto.

Otros trabajos en este sentido son los de Lanteri (2005) y Hwang (2007), quienes estiman un modelo GARCH-M asimétrico, es decir, solo los choques positivos tienen un efecto en la varianza y no así los negativos. Lanteri (2005) encuentra que, con datos de Argentina, una mayor incertidumbre del crecimiento del producto está asociada con un mayor crecimiento, mientras que la mayor incertidumbre de la inflación reduciría el crecimiento del producto. Por su parte, Hwang (2007) muestra, con datos de la economía de Estados Unidos, evidencia a favor de que la incertidumbre inflacionaria afecta positivamente a la inflación. Por su parte Wilson (2006) estima un EGARCH-M y encuentra que, para la economía japonesa, la incertidumbre inflacionaria eleva la inflación y disminuye la tasa promedio de crecimiento del producto.

Bajo una metodología de panel para el G7, Arpegis (2004), muestra la existencia de alguna causalidad entre la inflación, crecimiento del producto, y la incertidumbre de la inflación. Sus resultados sugieren que la inflación afecta positivamente el crecimiento del producto, mientras que la inflación causa incertidumbre inflacionaria.

En el otro extremo, Grier y Hernández-Trillo (2004) construyen un modelo GARCH-M bivariado de la determinación conjunta del tipo de cambio real y del producto con datos de México y de Estados Unidos. En el caso de México, encuentran que las

apreciaciones altas del tipo de cambio real son menos predecibles; que las depreciaciones disminuyen el crecimiento del producto; y que la incertidumbre cambiaria disminuye el crecimiento del producto. En contraste, ninguno de estos efectos aparece en los datos de Estados Unidos.

En este mismo sentido, Schnabl (2008), con información de una muestra de 41 países en desarrollo, concluye que existe una relación robusta y negativa entre la volatilidad del tipo de cambio y el crecimiento. Recientemente, el trabajo de estimación panel de Aghion, Bacchetta, Ranciére y Rogoff (2009) ofrece evidencia de que la volatilidad del tipo de cambio real tiene un impacto negativo y significativo en el crecimiento de la productividad. Sin embargo, el efecto depende en buena medida del nivel de desarrollo financiero del país.

III. El modelo teórico

El trabajo de Mendoza (1997) proporciona el punto de partida para discutir la relación entre la dinámica de los términos de intercambio, su incertidumbre y el crecimiento económico. Se trata de un modelo que provee una interpretación para la relación positiva que se observa entre la tasa de cambio de los términos de intercambio y la tasa de crecimiento del consumo (Mendoza, 1995). Adicionalmente, el modelo resalta la importancia de la varianza de los términos de intercambio como determinante de la tasa promedio de crecimiento, ilustrando el potencial de los efectos de la incertidumbre sobre el crecimiento.

Mendoza (1997) presenta un modelo estocástico de equilibrio dinámico, el cual considera una economía habitada por consumidores que formulan planes óptimos de consumo respecto a un bien importado. Estos consumidores maximizan la utilidad esperada dada por:

$$U(C) = E \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right] \quad (1)$$

$$\gamma > 0, 0 < \beta < 1,$$

donde C_t representa el consumo del bien importado, β es un factor subjetivo de descuento y γ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo (es decir, $1/\gamma$ es la elasticidad intertemporal de sustitución).

La tecnología de producción es lineal. A su vez, los ahorros del consumidor son invertidos en un activo perfectamente duradero que produce un rendimiento estocástico en cada periodo. El rendimiento es un producto exportable que los agentes intercambian por

bienes importados en un mercado mundial perfectamente competitivo. El precio relativo de los bienes importados en términos de los exportados está sujeto a un proceso estocástico. Así, la restricción de recursos en cada periodo se puede escribir como:

$$A_{t+1} \leq R_t(A_t - p_t C_t) \quad (2)$$

donde $A_0 > 0$, A_t es el acervo de riqueza en unidades de exportables, R_t es la tasa bruta de rendimiento de los ahorros y p_t es el precio relativo de las importaciones en términos de las exportaciones determinado en los mercados mundiales, o el recíproco de los términos de intercambio $tot_t = p_t^{-1}$. R_t y p_t son variables aleatorias no negativas tal que la tasa efectiva de rendimiento $r_t = R_t p_t / p_{t+1}$ sigue una distribución log – normal *i. i. d.* Así, $\ln(r_t)$ es un proceso probabilístico *i. i. d.* con media μ y varianza σ^2 . Por lo tanto la media y varianza del proceso r_t es $\mu_r = \exp(\mu + \sigma^2/2)$ y $\sigma_r^2 = \mu_r^2(\exp(\sigma^2) - 1)$. La ecuación de Euler que resulta del problema de optimización es:

$$U'(C_t) = \beta E \left[\frac{R_t p_t}{p_{t+1}} U'(C_{t+1}) \right] \quad (3)$$

Mendoza (1997) encuentra que la solución para este modelo es:

$$C_t^* = \lambda \left(\frac{A_t}{p_t} \right) \quad (4)$$

$$A_{t+1}^* = (1 - \lambda) R_t A_t \quad (5)$$

donde:

$$\lambda \equiv \left[1 - \beta^{\frac{1}{\gamma}} [E(r_t^{1-\gamma})]^{\frac{1}{\gamma}} \right], r_t \equiv \frac{R_t p_t}{p_{t+1}} \quad (6)$$

La propensión marginal a consumir de la riqueza es λ , y r_t es la tasa de interés real en unidades de bienes importados, bajo la condición de factibilidad $E[r_t^{1-\gamma}] < \beta^{-1}$. El

consumo en cada periodo es una fracción positiva del valor real de los activos que se mantienen en unidades de bienes importados. Por su parte, el ahorro es una fracción positiva del rendimiento bruto de los activos del periodo anterior. Observemos que los términos de intercambio afectan el consumo, mientras que la realización de R_t no lo hace.

Con el propósito de examinar 1) las implicaciones de la incertidumbre de los términos del intercambio sobre el crecimiento, y 2) los componentes cíclico y de tendencia del consumo, el análisis de Mendoza (1997) se enfoca en el proceso probabilístico que gobierna el logaritmo de la primera diferencia del consumo. Expresamos el crecimiento del consumo como:

$$\frac{C_{t+1}}{C_t} = (1 - \lambda)r_t \quad (7)$$

donde r_t es log – normal.

Denotemos el logaritmo de la primera diferencia del consumo como $\Delta C_t = \ln(C_t) - \ln(C_{t-1})$, y definamos $\ln(r_t) = \mu + \epsilon_t$, donde ϵ_t es la desviación del logaritmo de la tasa de interés real de su media en el periodo t . Entonces:

$$\Delta C_t = \frac{1}{\lambda} [\ln(\beta) + \ln(\mu_r)] - [(1 - \gamma) + 1] \frac{\sigma^2}{2} + \epsilon_{t-1} \quad (8)$$

El término ΔC es una aproximación para la tasa de crecimiento del consumo. Los primero dos términos en el lado derecho de la ecuación (8) definen la tendencia de ΔC_t y el término de error ϵ es el componente cíclico. La varianza del componente cíclico está dada por σ^2 . Sin embargo, debido a que $\ln(r_t)$ es un ruido blanco, los ciclos económicos en esta economía no muestran persistencia. En consecuencia, Mendoza (1997) reconoce que este modelo es inapropiado para el análisis de ciclos económicos.

Por lo tanto, el modelo permite establecer algunas conclusiones con respecto a la relación entre los términos de intercambio y el crecimiento de corto plazo del producto. La ecuación (8) muestra que la relación entre los términos de intercambio y el crecimiento puede ser expresada simplemente en términos de los determinantes de la tasa de ahorro: la tasa de preferencia del tiempo $1/\beta - 1$; la elasticidad de sustitución intertemporal $1/\gamma$ (o el grado de aversión al riesgo γ); la tasa promedio de rendimientos del ahorro μ_r , y d) el riesgo inherente de los rendimientos de los activos domésticos y de los términos de intercambio σ^2 .

Es importante notar que la elasticidad de sustitución intertemporal determina si cambios en μ_r o σ^2 tiene efectos positivos o negativos sobre el nivel de consumo. Un incremento en μ_r siempre aumenta la tasa de crecimiento del consumo. Así, los países en los cuales los términos de intercambio crecen a tasas altas en promedio también experimentan altas tasas de crecimiento del consumo. Sin embargo, un incremento de σ^2 (es decir, un incremento en la varianza de los términos de intercambio) induce a una caída (subida) en el crecimiento del consumo si $\gamma < 2$ ($\gamma > 2$).

Este argumento resulta importante, pues aquellas economías en las cuales exista un coeficiente de aversión al riesgo alto (mayor a 2) o una elasticidad de sustitución pequeña (menor a 0.5) el efecto de la incertidumbre o volatilidad de los términos de intercambio será positivo en tasa de crecimiento del consumo. Adicionalmente, en el caso contrario, en el que existe una menor aversión al riesgo, el efecto de la incertidumbre de los términos de intercambio deteriorará la tasa de crecimiento del consumo.

En la parte empírica de su trabajo, Mendoza (1997) reporta una relación positiva entre el crecimiento del consumo y el cambio en los términos de intercambio para una

muestra de 40 países industrializados y en desarrollo en el periodo 1971 – 1991, Al mismo tiempo, encuentra una relación negativa entre el crecimiento del consumo y la volatilidad de los términos de intercambio.

IV. Especificación econométrica

Los modelos ARCH fueron introducidos originalmente por Engle (1982) y generalizados a modelos GARCH por Bollerslev (1986). Estos modelos han sido ampliamente utilizados en economía y finanzas y, en particular, en los casos de series de tiempo vinculadas con los mercados financieros. Con el propósito de estimar la varianza condicional como una medida de la incertidumbre de una variable usamos un modelo GARCH-M multivariado (Engle, Lilien y Robins, 1987). Este procedimiento permite construir una prueba para la hipótesis de que la varianza es constante a lo largo del tiempo. Pues debemos estar en condiciones de rechazar dicha hipótesis antes de revisar los efectos de la incertidumbre en las variables de nuestro interés.

El modelo GARCH-M multivariado, que proponemos usar, permite estimar simultáneamente las ecuaciones de la varianza condicional y la de la media para cada variable en consideración, así como los efectos de la media en la varianza y viceversa. Partiendo de que las variables exhiben heteroscedasticidad condicional, las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) resultan ineficientes respecto a un procedimiento de Máxima Verosimilitud (ML). Engle (1982) muestra que las estimaciones por MCO mantienen sus propiedades de optimalidad en presencia de heteroscedasticidad condicional, sin embargo, la ganancia en eficiencia por usar ML puede ser muy grande. Para probar si las perturbaciones siguen un proceso ARCH, empleamos una prueba basada en Multiplicadores de Lagrange (LM). Esta prueba está basada en la autocorrelación de los residuales MCO.

En general los modelos GARCH explican la varianza condicional de la variable dependiente en función de los valores rezagados p y q periodos de la varianza condicional y de los errores al cuadrado, respectivamente. Así como de otras variables exógenas al sistema. En nuestro caso emplearemos el modelo propuesto por Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988). Muchas parametrizaciones del modelo general GARCH-M multivariado son posibles, sin embargo, nosotros solo nos enfocaremos en el de correlación condicional constante de Bollerslev (1990). En dicho el modelo, la matriz de covarianzas condicionales es variante en el tiempo pero las correlaciones entre las ecuaciones es constante. Este último supuesto significa una reducción importante en términos de la complejidad computacional.

Nuestro propósito es investigar la relación entre la media y varianza condicionales de las tasas de depreciación del tipo de cambio nominal, inflación y el crecimiento del producto de México, así como de la inflación de los Estados Unidos. Nuestro modelo base para explicar la media condicional de las cuatro series es un modelo tipo VAR , donde los rezagos de las distintas variables dependientes y otras variables exógenas explican a las medias condicionales. El sistema GARCH-M(1,1) tetravariado a estimar lo especificamos como:

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta s_t \\ \Delta p_t \\ \Delta p_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \\ \alpha_{30} \\ \alpha_{40} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^m A_i \begin{bmatrix} \Delta y_{t-i} \\ \Delta s_{t-i} \\ \Delta p_{t-i} \\ \Delta p_{t-i}^* \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon_{1t}}^2 \\ \sigma_{\varepsilon_{2t}}^2 \\ \sigma_{\varepsilon_{3t}}^2 \\ \sigma_{\varepsilon_{4t}}^2 \end{bmatrix} + E_t + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{bmatrix} \quad (9)$$

Donde Δy_t es la tasa de crecimiento del producto, Δs_t es la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal y Δp_t la tasa de inflación, el término Δp_t^* representa la tasa de inflación de

los Estados Unidos y E_t es un conjunto de variables exógenas al sistema. Con las matrices A_i y B definidas como:

$$A_i = \begin{bmatrix} \alpha_{11,i} & \alpha_{12,i} & \alpha_{13,i} & \alpha_{14,i} \\ \alpha_{21,i} & \alpha_{22,i} & \alpha_{23,i} & \alpha_{24,i} \\ \alpha_{31,i} & \alpha_{32,i} & \alpha_{33,i} & \alpha_{34,i} \\ 0 & 0 & 0 & \alpha_{44,i} \end{bmatrix}$$

$$B = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} & \beta_{14} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} & \beta_{24} \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & \beta_{34} \\ 0 & 0 & 0 & \beta_{44} \end{bmatrix}$$

$$\sigma_{k_t}^2 = \gamma_{0k} + \gamma_{1k} \varepsilon_{kt-1}^2 + \gamma_{2k} \sigma_{k_{t-1}}^2 + \gamma_{3k} \Delta w_{t-1}, \quad k = 1,2,3,4; \quad w = \{y, s, p, p^*\} \quad (10)$$

$$\sigma_{klt} = \rho_{kl} \sigma_{kt} \sigma_{lt}, \quad k = 1,2,3,4; \quad l = k + 1, \dots, 4 \quad (11)$$

De acuerdo a la bibliografía revisada, pretendemos evaluar las siguientes hipótesis con los resultados obtenidos del modelo GARCH-M(1,1). En cuanto al tipo de cambio nominal intentaremos verificar si, bajo ciertas rigideces de precios internos y externos, existe evidencia de que las apreciaciones del tipo de cambio nominal crean más volatilidad (Grier y Hernández-Trillo, 2004); las depreciaciones cambiarias, dependiendo de la estructura de la economía, elevan o disminuyen la tasa de crecimiento del producto (Agenor y Montiel, 1996), y la volatilidad de la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal disminuye la tasa de crecimiento del producto (Coté, 1994).

En lo que se refiere a la relación crecimiento del producto e inflación verificamos si existe evidencia de que la volatilidad inflacionaria disminuye la tasa de crecimiento del

producto (Friedman, 1977) y aumenta la inflación (Cukierman y Meltzer, 1986); mayor incertidumbre del crecimiento del producto incrementa la inflación (Deveraux, 1989), y que más incertidumbre sobre el crecimiento del producto elevará su media (Black, 1987).

V. Análisis de resultados

V.1. Los datos

Los datos utilizados en el trabajo corresponden a las series del Índice de Producción Industrial (IPI) y el Índice de Precios al Productor (IPP) de México; la serie del Tipo de Cambio Nominal promedio pesos por dólar (TCN), que son publicadas por el INEGI y el Banco de México, respectivamente. La series del Índice de Precios al Productor (PPI, por siglas en inglés) y el Índice de Producción Industrial (IP, por siglas en inglés) de Estados Unidos, y la serie de precios del petróleo West Texas (OILP), que publica el Banco de la Reserva Federal de San Luis (Bank of St. Louis).

Todas las series usadas son ajustadas por estacionalidad con periodicidad mensual, que cubren el periodo de enero de 1993 a diciembre de 2009. Se decidió emplear este periodo por disponibilidad de información. Sin embargo, tenemos que reconocer que debido a que a principios de 1995 se estableció el sistema de libre flotación del peso se presenta la posibilidad de una mayor volatilidad de la tasa de depreciación cambiaria. Puesto que uno de los propósitos de este trabajo es evaluar los efectos de la volatilidad o incertidumbre del tipo de cambio nominal sobre la economía real, este hecho se vuelve importante para los fines del presente trabajo. Más aún, este periodo no contempla las crisis de los años 70's y 80's, con lo que evitamos que los resultados se vean afectados por el efecto de las crisis.

No obstante, existen algunos hechos que sin duda pueden tener alguna influencia en nuestras estimaciones y resultados. Algunos son: de acuerdo con la información del INEGI, la crisis que iniciara en diciembre de 1994 en México tuvo grandes repercusiones,

pues el PIB disminuyó 6.2 por ciento en 1995. Sin embargo, durante 1996 la actividad económica entró en una fase de recuperación, creciendo a una tasa del 5.1 por ciento. En nuestro periodo de estudio puede existir algún efecto debido al ciclo electoral y que, en consecuencia, deberíamos modelar tal y como lo hacen Grier y Hernández-Trilo (2004).

Las tasas de crecimiento del producto y de inflación de México y Estados Unidos se obtuvieron a través de las primeras diferencias del logaritmo del IPI, IP, IPP y PPI. Estas se denotan como Δy_t y Δp_t para México y como Δy_t^* y Δp_t^* para Estados Unidos. Así mismo, la tasa de crecimiento de los precios del petróleo y la tasa de depreciación cambiaria se obtuvieron como la primera diferencia del logaritmo de OILP y TCN, denotadas como $\Delta oilp_t$ y Δs_t , respectivamente. La evolución de dichas series se puede observar en la *Gráfica A1*, mientras que la descripción estadística de los datos se muestra en el *Cuadro 1*.

Cuadro 1. Estadísticas descriptivas de las series, 1993:01 a 2009:12

	Δy_t	Δp_t	Δs_t	Δp_t^*	Δy_t^*	$\Delta oilp_t$
Media	2.120	10.486	8.410	2.094	1.937	8.036
Desviación estándar	14.736	13.882	45.740	7.834	8.184	101.444
Jarque – Bera	187.49	1767.50	7208.08	153.421	534.69	44.49
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Notas: Tasas de crecimiento mensual anualizadas. Fuente: Elaboración propia con información del INEGI, Banxico y la FED. La probabilidad se muestra entre (.).

La tasa de crecimiento del producto mensual promedio de México es ligeramente superior a la de Estados Unidos, lo que podría deberse a la rápida recuperación de la economía mexicana después de la crisis de 1994. Sin embargo, existe una diferencia notoria entre las tasas de crecimiento promedio de los precios. Mientras que en Estados Unidos la inflación promedio fue de 2.09%, en México esa misma tasa es de 10.48% en promedio.

Por último, cabe mencionar que en todas las series no es posible rechazar la hipótesis nula de normalidad.

V.2. Análisis univariado de las series

Antes de estimar cualquier relación entre las variables dependientes, debemos caracterizar cada una de las series como modelos ARIMA o ARMA en nuestro caso, determinar el orden de integración de las series y, finalmente, verificar la presencia de efectos ARCH en los residuales de las regresiones ARMA. De esta forma se justificaría construir un sistema MGARCH-M tetravariado simultáneo para verificar nuestras hipótesis. En esta sección consideramos cada uno de estos pasos. La caracterización de las series en procesos ARIMA se presenta en el *Cuadro A2*. Dichas estimaciones se realizaron por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Los residuales de las regresiones se muestran en la *Grafica A3*.

La inspección de la *Grafica A2* sugiere la presencia de efectos ARCH para las series de residuales de las ecuaciones de Δp_t , Δs_t y Δp_t^* . Sin embargo, en el caso de los residuales de Δy_t este hecho no es evidente, por lo que se procedió a aplicar la prueba ARCH-LM para heteroscedasticidad con 1, 2, 4, 8 y 12 rezagos. De acuerdo con el *Cuadro 2* podemos rechazar la hipótesis nula de no heteroscedasticidad en los residuales de la ecuación de Δy_t , Δs_t y Δp_t^* para todos los casos, mientras que para Δp_t no se puede rechazar dicha hipótesis sólo en el caso con 1 rezago. En conclusión, existe evidencia de una significativa y persistente heteroscedasticidad en los residuales de cada variable. Por lo tanto, se puede especificar un GARCH tetravariado para modelar el comportamiento de las series y sus respectivas varianzas.

Cuadro 2. Presencia de efectos ARCH en los residuos de Δy_t , Δp_t , Δs_t y Δp_t^*

	Δy_t	Δp_t	Δs_t	Δp_t^*
ARCH(1)	$F = 30.22^{***}$	$F = 0.50$	$F = 26.67^{***}$	$F = 23.16^{***}$
	$TR^2 = 26.50^{***}$	$TR^2 = 0.52$	$TR^2 = 23.63^{***}$	$TR^2 = 20.96^{***}$
ARCH(2)	$F = 15.26^{***}$	$F = 4.87^{***}$	$F = 16.37^{***}$	$F = 18.54^{***}$
	$TR^2 = 26.87^{***}$	$TR^2 = 9.42^{***}$	$TR^2 = 28.33^{***}$	$TR^2 = 31.68^{***}$
ARCH(4)	$F = 7.93^{***}$	$F = 3.75^{***}$	$F = 9.63^{***}$	$F = 9.81^{***}$
	$TR^2 = 27.96^{***}$	$TR^2 = 14.26^{***}$	$TR^2 = 32.72^{***}$	$TR^2 = 33.47^{***}$
ARCH(8)	$F = 4.61^{***}$	$F = 2.10^{**}$	$F = 4.77^{***}$	$F = 6.46^{***}$
	$TR^2 = 32.29^{***}$	$TR^2 = 16.17^{**}$	$TR^2 = 33.01^{***}$	$TR^2 = 42.40^{***}$
ARCH(12)	$F = 5.01^{***}$	$F = 1.35$	$F = 3.13^{***}$	$F = 5.38^{***}$
	$TR^2 = 48.18^{***}$	$TR^2 = 15.98$	$TR^2 = 33.12^{***}$	$TR^2 = 50.79^{***}$

Notas: ***, **, * Indican el rechazo de la hipótesis nula al 1%, 5% y 10%, respectivamente. T = 204es el número de observaciones.

Cuadro 3. Pruebas de raíz unitaria. ADF, DFGLS y KPSS

Variable	ADF		DFGLS		KPSS	
	Est. T	Modelo	Est. T	Modelo	Est. t	Modelo
y_t	-2.66	A	-2.67	A	0.46**	B
Δy_t	-5.18**	A	-3.78**	A	0.05	A
p_t	-2.37	A	-1.18	A	0.38**	A
Δp_t	-3.28**	A	-2.56**	A	0.08	A
s_t	-1.49	C	-0.76	B	1.28**	B
Δs_t	-11.07**	A	-10.90**	A	0.11	A
p_t^*	-1.74	A	-1.25	A	1.68**	B
Δp_t^*	-3.91**	A	-3.74**	A	0.03	A

Notas: ** indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP), en una muestra de T = 500, son de -3.42 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.87 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C). En la prueba DFGLS los valores críticos son: -2.89 (Modelo A) y -1.94 (Modelo B). Para la prueba KPSS los valores críticos son: 0.463 (Modelo A) y 0.146 (Modelo B). Periodo 1993(1) – 2009(12).

Finalmente, las pruebas de raíz unitaria que se aplicaron a las series fueron Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Dickey-Fuller-GLS (DFGLS) y Kwiatkowsky-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), mismas que se muestran en el *Cuadro 3*. De acuerdo con los resultados, no se puede rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (pruebas ADF y DFGLS) y la de estacionariedad (prueba KPSS) en niveles de todas las series. En diferencias, en cambio, todas las pruebas muestran estadísticas con las que se puede rechazar la hipótesis nula. La conclusión es que todas las series son integradas de orden uno. Es decir, las tasas de crecimiento son $I(0)$. Dados los resultados mencionados hasta ahora, se justifica emplear la metodología GARCH para modelar el comportamiento de las series.

V.3. Resultados

En nuestro modelo GARCH-M tetravariado establecemos la estimación de un modelo VAR con sólo tres restricciones de los efectos de las medias de Δy_t , Δp_t y Δs_t sobre Δp_t^* . Para la especificación econométrica establecemos un modelo VAR y verificamos los criterios de información de Akaike y Schwarz. De acuerdo a los criterios de Akaike (AIC) y de Schwarz (SC) el número de rezagos óptimos que debemos ocupar son 3 y 1, respectivamente. En este análisis emplearemos 1 rezago para estimar el modelo GARCH-M(1,1). Los resultados de la estimación por el método de máxima verosimilitud (ML) se muestran en los cuadros 4, 5 y 6³.

Nuestra primera hipótesis, de la existencia de una relación positiva entre la tasa de depreciación cambiaria y su volatilidad, se confirma con los resultados para la ecuación de

³ Las estimaciones se realizaron mediante una rutina en MATLAB, en la cual se usaron como valores iniciales las estimaciones de los GARCH-M individuales de cada serie y la correlación entre los residuales de cada ecuación. Para el resto de parámetros se emplearon aquellos números que permitieran la convergencia de la rutina. Dicha rutina está basada en una programada por el Dr. Cermeño, quien amablemente accedió concedernos.

la varianza de la tasa de depreciación cambiaria. El efecto de 2,847 puntos base no parece pequeño, así, cuanto más altas son las tasas de depreciación cambiaria estas se tornan menos predecibles. Este resultado es similar al mostrado por Grier y Hernández-Trillo (2004).

Cuadro 4. Medias condicionales del crecimiento del producto, inflación y tasa de depreciación cambiaria en México, 1993:01 – 2009:12

	Δy_t	Δp_t	Δs_t	Δp_t^*
Cons.	2.1257 (3.4946)	4.2649* (2.4040)	7.8303 (9.6709)	1.3593** (0.6047)
Δy_{t-1}	-0.0588 (0.1030)	-0.0588 (0.0561)	-0.5604* (0.2885)	
Δp_{t-1}	-0.1226 (0.1449)	0.4034 (0.2690)	-0.6906*** (0.0815)	
Δs_{t-1}	0.0756 (0.1001)	-0.0264 (0.0511)	0.4395** (0.1887)	
Δp_{t-1}^*	-0.0216 (0.1601)	0.0836 (0.1053)	0.4307 (0.5340)	0.1657** (0.0700)
Δy_{t-1}^*	0.4216*** (0.1612)	0.1193 (0.1006)	0.0690 (0.3659)	
$\Delta oilp_{t-1}$	-0.0089 (0.0137)	-0.0172** (0.0088)	-0.0445 (0.0400)	
$\sigma_{\varepsilon_{1t}}^2$	0.0054 (0.0106)	0.0086 (0.0065)	0.0373 (0.0387)	
$\sigma_{\varepsilon_{2t}}^2$	0.0485 (0.0624)	-0.0491 (0.0448)	-0.0545 (0.0564)	
$\sigma_{\varepsilon_{3t}}^2$	-0.0033* (0.0020)	0.0028*** (0.0009)	0.0025 (0.0032)	
$\sigma_{\varepsilon_{4t}}^2$	0.0344 (0.0304)	-0.0318 (0.0234)	-0.0759 (0.0956)	-0.0001 (0.0142)

Notas: ***, ** y * indican el rechazo de la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% de significancia, respectivamente. Los valores entre (.) corresponden a los errores estándar. Periodo de estimación de 1993(1) – 2009(12).

Los resultados sugieren que podemos rechazar la hipótesis de que las depreciaciones cambiarias aumentan el crecimiento del producto. Sin embargo, dicho

resultado puede deberse al argumento de Agenor y Montiel (1996), quienes establecen que esta afirmación no es robusta. Pues todo depende de la estructura de la economía, es decir, la proporción de empresas exportadoras con respecto a las importadoras, así como de la moneda en la cual se encuentren denominados sus pasivos.

Cuadro 5. Varianzas condicionales del crecimiento del producto, inflación y tasa de depreciación cambiaria en México, 1993:01 – 2009:12

	$\sigma_{\varepsilon_{1t}}^2$	$\sigma_{\varepsilon_{2t}}^2$	$\sigma_{\varepsilon_{3t}}^2$	$\sigma_{\varepsilon_{4t}}^2$
Cons.	83.8908*** (25.9038)	67.6670 (53.5372)	1717.8397*** (483.5337)	0.1457 (0.5531)
ε_{it-1}	0.3827* (0.2064)	0.1250*** (0.0369)	0.2892*** (0.0287)	0.1169 (0.0774)
$\sigma_{\varepsilon_{it-1}}^2$	0.1338 (0.1545)	-0.1608 (0.4607)	-0.0308 (0.0243)	0.8786*** (0.0535)
Δx_{t-1}	0.3423 (2.4415)	3.7431*** (1.1802)	28.4796** (13.3649)	0.3142 (0.3503)

Notas: ***, ** y * indican el rechazo de la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% de significancia, respectivamente. Los valores entre (.) corresponden a los errores estándar. El subíndice i indica 1, 2, 3, 4, según corresponda con cada ecuación. x hace referencia a la media condicional correspondiente a cada ecuación. Periodo de estimación de 1993(1) – 2009(12).

La incertidumbre cambiaria, como se puede observar en el *Cuadro 4*, deprime los niveles del crecimiento del producto en 0.33 puntos base. Este resultado muestra evidencia a favor de la hipótesis de Coté (1994), sin embargo, parece de poca importancia si se compara con resultados mostrados en el trabajo de Grier y Hernández-Trillo (2004). En el cual el efecto de la volatilidad de la tasa de depreciación cambiaria es del orden de 69 puntos base. Dicha diferencia de magnitudes se puede deber a que el periodo analizado en este último es mayor (de 1971 a 1998) y, en consecuencia, los resultados pueden estar afectados por el efecto de las crisis de los años 70's y 80's.

En lo que se refiere a las hipótesis de la relación entre las tasas de crecimiento del producto e inflación y sus respectivas varianzas, los resultados muestran que no existe evidencia que confirme el argumento de Friedman (1977). El efecto negativo de la incertidumbre inflacionaria en la ecuación del producto es estadísticamente cero. Así, la evidencia mostrada por Grier y Perry (2000) y Grier y Grier (2006) para México y Lanteri (2005) para Argentina no se pueden confirmar⁴. Dichos efectos pueden no estar presentes en nuestros resultados, pues analizamos un periodo más corto y sin los efectos debidos a las crisis de los años 80. Así mismo, existe la posibilidad de que sean los cambios de la política económica los que aminoren dichos efectos.

Cuadro 6. Correlaciones condicionales del crecimiento del producto, inflación y tasa de depreciación cambiaria en México, 1993:01 – 2009:12

	Δp_t	Δs_t	Δp_t^*
Δy_t	0.1200 (0.1012)	-0.0770 (0.1207)	0.0075 (0.0789)
Δp_t		0.6607*** (0.0621)	0.2860*** (0.0866)
Δs_t			0.0372 (0.1045)

Notas: ***, ** y * indican el rechazo de la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% de significancia, respectivamente. Los valores entre (.) corresponden a los errores estándar. Periodo de estimación de 1993(1) – 2009(12).

Adicionalmente, nuestros resultados no sugieren que la incertidumbre inflacionaria incremente la media de inflación (Cukierman y Meltzer, 1986), una mayor incertidumbre del crecimiento económico incremente la media de la tasa de inflación (Deveraux, 1989) o que más incertidumbre sobre el crecimiento del producto eleve su media (Black, 1987).

⁴ Recientemente hemos realizado otras estimaciones, que no se incluyen en este trabajo, de un modelo trivariado (que solo considera el crecimiento del producto, la inflación y la tasa de depreciación cambiaria) en el cual si es posible encontrar evidencia a favor de las hipótesis de Friedman (1977) y de Black (1989).

Finalmente, algunos efectos que se pueden identificar en nuestras estimaciones son que: la incertidumbre cambiaria eleva la tasa media de inflación (en 0.28 puntos base) y la media de inflación tiene un efecto positivo en su varianza del orden de 374 puntos base, haciendo menos predecibles las tasas inflación altas.

VI. Conclusiones

En esta tesina elaboramos un modelo GARCH-M multivariado para probar la presencia de algunos efectos mencionados en la literatura empírica y teórica entre las tasas de crecimiento del producto, inflación y depreciación cambiaria con sus varianzas. Las primeras conclusiones que podemos hacer es que nuestros resultados apoyan la existencia de una relación positiva entre la tasa de depreciación cambiaria su volatilidad y que la incertidumbre cambiaria deprime la tasa de crecimiento del producto. Así mismo, no encontramos evidencia de que las depreciaciones cambiarias aumentan el crecimiento del producto.

En lo que se refiere a la relación de las tasas de crecimiento del producto e inflación y sus respectivas varianzas, los resultados muestran que no existe evidencia de que la incertidumbre inflacionaria tenga un efecto negativo en el crecimiento del producto y uno positivo en la inflación. Adicionalmente, nuestros resultados sugieren la incertidumbre del crecimiento económico no incrementa la media de la tasa de inflación o del crecimiento del producto.

Otros resultados que se pueden identificar en nuestras estimaciones son que la incertidumbre cambiaria eleva la tasa media de inflación y que la media de inflación tiene un efecto positivo en su varianza, haciendo menos predecibles las tasas inflación altas.

Sin embargo, algunas de las limitaciones del análisis que aquí presentamos son que falta explorar la posibilidad de que el efecto de las incertidumbres sea rezagado y que este no necesariamente se presente instantáneamente, y que es posible que una estimación con un número mayor de rezagos en las ecuaciones de la media mejoren el ajuste y,

posiblemente, permitan observar mas efectos. No obstante, la extensión que nos parece más interesante es la de incrementar el número de observaciones. Para así poder identificar si existe evidencia a favor de alguna de las hipótesis en estimaciones por subperiodos.

VII. Bibliografía

Agenor, P. y Montiel, P. (1996). *Development Macroeconomics*. Princeton, Princeton University Press.

Agion, P., Bacchetta, P., Ranciére, R. y Rogoff, K. (2009). “Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development”. *Journal of Monetary Economics*, 56, 494 – 513.

Arpegis, N. (2004). “Inflation, output growth, volatility and causality: evidence from panel data and the G7 countries”. *Economics Letters*, 83, 185 – 191.

Barro, Robert. (1995). “Inflation and economic growth”. *Working Paper 5326*. NBER, 1 – 22.

Black, F. (1987). *Business Cycles and Equilibrium*. Basil Blackwell, New York.

Bollerslev, T. (1986). “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”. *Journal of Econometrics*, 31, 307 – 327.

Bollerslev, T., Engle, R. y Wooldridge, J. (1988). “A capital asset pricing model with time-varying covariates”. *Journal of Political Economy*, 96, 116 – 131.

Bollerslev, T. (1990). “Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model”. *Review of Economics and Statistics*, 72, 498 – 505.

Coté, A. (1994). “Exchange rate volatility and trade: A survey”. *Working Paper 94-5*, Bank of Canada.

Cukierman, A. (1992). *Central Bank Strategy, Credibility, and Independence*. MIT Press, Cambridge, MA.

Cukierman, A. y Meltzer, A. (1986). “A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information”. *Econometrica*, 54, 1099 – 1128.

Deveraux, M. (1989). “A positive theory on inflation and inflation variance”. *Economic Inquiry*, 27, 105 – 116.

De Gregorio, J. (1992). “The effects of inflation on economic growth. Lessons from Latin America”. *European Economic Review. North – Holland*, 36, 417 – 425.

Engle, R. (1982). “Autoregressive conditional heteroskedastidity with estimates of the variance of U.K. inflation”. *Econometrica*, 50, 987 – 1008.

Engle, R., Lilien, D. y Robins, R. (1987). “Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model”. *Econometrica*, 55, 391 – 407.

Friedman, M. (1977). “Nobel lecture: inflation and unemployment”. *Journal of Political Economy*, 85, 451 – 472.

Grier, K. y Grier, R. (2006). “On the real effects of inflation uncertainty in Mexico”. *Journal of Development Economics*, 80, 478– 500.

Grier, K. y Hernández-Trillo, F. (2004). “The real Exchange rate process and its real effects: the case of Mexico and the USA”. *Journal of Applied Economics*, 7(1), 1 – 25.

Grier, K. y Perry, M. (2000). “The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some GARCH – M evidence”. *Journal of Applied Econometrics*, 15, 45 – 58.

Hwang, Y. (2007). “Causality between inflation and real growth”. *Economics Letters*, 94, 146 – 153.

Lanteri, L. (2005). “Efectos asimétricos de la incertidumbre en la inflación y en la actividad económica real: El caso argentino”. *Documento de trabajo del Banco Central de la Republica Argentina*.

Mendoza, E. (1995). “The terms of trade, the real exchange rate, and economic fluctuations”. *International Economic Review*, 36(1), 101 – 137.

Mendoza, E. (1997). “Terms of trade uncertainty and economic growth”. *Journal of Development Economics*, 55, 323 – 356.

Phillips, A. (1958). “The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1961 – 1957”. *Economica*, noviembre, 283 – 299.

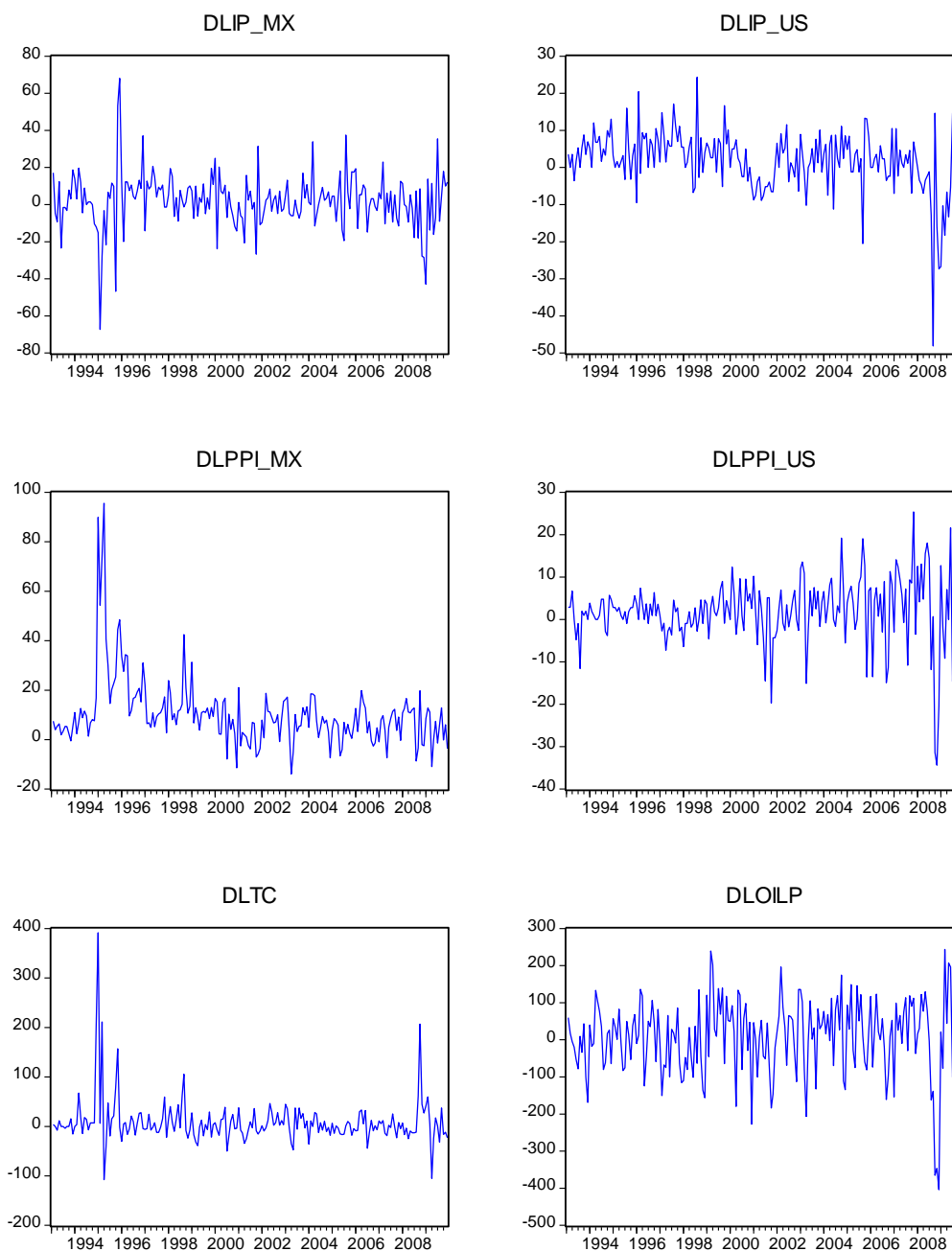
Sarel, Michael. (1995). “Nonlinear effects of inflation on economic growth”. *IMF Working Paper*, 1 – 16.

Schnabl, G. (2008). “Exchange rate volatility and growth in small open economies at the EMU periphery”. *Economic System*, 32, 70 – 91.

Wilson, B. (2006). “The links between inflation, inflation uncertainty and output growth: New time series evidence from Japan”. *Journal of Macroeconomics*, 28, 609 – 620.

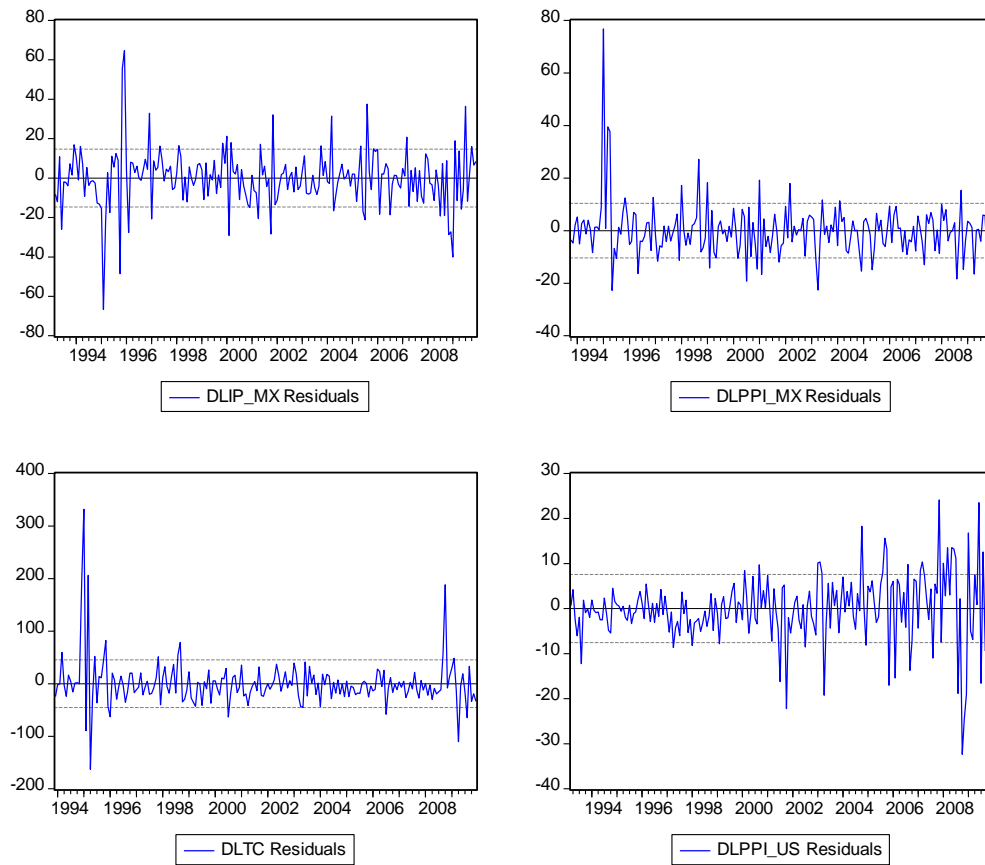
VIII. Apéndice

Grafica A1. Evolución de las series Δy_t , Δy_t^* , Δp_t , Δp_t^* , Δs_t y $\Delta oilp_t$ de 1993:01 a 2009:12



Fuente: Elaboración propia con base en información del INEGI, Banxico y la FED.

Grafica A2. Residuos de Δy_t , Δp_t , Δs_t y Δp_t^*



Fuente: Elaboración propia con base en información del INEGI, Banxico y la FED.

Cuadro A1. Matriz de correlaciones de las series

	Δy_t	Δp_t	Δs_t	Δp_t^*	Δy_t^*	$\Delta oilp_t$
Δy_t	1.000	-0.011	-0.062	0.043	0.266	0.101
Δp_t		1.000	0.473	0.138	0.157	0.261
Δs_t			1.000	-0.124	0.028	-0.128
Δp_t^*				1.000	0.091	0.612
Δy_t^*					1.000	0.131
$\Delta oilp_t$						1.000

Fuente: Elaboración propia con base en información del INEGI, Banxico y la FED.

Cuadro A2. Regresiones de MCO de Δy_t , Δp_t , Δs_t y Δp_t^* ; 1993:01 – 2009:12

$$\Delta y_t = 2.02 + 0.51\Delta y_{t-1} - 0.47\varepsilon_{t-1} + 0.20\varepsilon_{t-4}$$

(1.32) (2.31) (-2.16) (2.87)

$$R^2 = 0.045$$

$$\text{Log likelihood} = -824.81$$

$$\Delta p_t = 10.48 + 0.53\Delta p_{t-1} + 0.16\Delta p_{t-3}$$

(3.84) (8.70) (2.51)

$$R^2 = 0.4409$$

$$\text{Log likelihood} = -237.9008$$

$$\Delta s_t = 0.25 + 0.78\Delta s_{t-1} - 0.20\Delta s_{t-2} + 0.14\Delta s_{t-8} - 0.84v_{t-1} + 0.22v_{t-2} - 0.33v_{t-6}$$

(4.26) (8.21) (-2.46) (4.31) (-8.55) (2.69) (-7.79)

$$R^2 = 0.4335$$

$$\text{Log likelihood} = -445.72$$

$$\Delta p_t^* = 0.18 + 0.15\Delta p_{t-1}^*$$

(3.12) (2.14)

$$R^2 = 0.025$$

$$\text{Log likelihood} = -183.88$$

Notas: La estadística t se encuentra en (.).