



UNIVERSIDAD NACIONAL AUTÓNOMA DE MÉXICO

FACULTAD DE ECONOMIA

CONSTRUCCIÓN DE UN MODELO COINTEGRADO Y
ESTRUCTURAL PARA LA INFLACIÓN EN LA ECONOMÍA
MEXICANA 1989Q1-2007Q4 ENFOQUE MONETARISTA

ENSAYO

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE:
ESPECIALISTA EN ECONOMETRIA APLICADA

PRESENTA:

LIC. ERIKA OSORNO ROMERO



MÉXICO, D.F.,

2009



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

**CONSTRUCCIÓN DE UN MODELO COINTEGRADO Y ESTRUCTURAL PARA LA INFLACIÓN EN
LA ECONOMÍA MEXICANA 1989Q1-2007Q4.
ENFOQUE MONETARISTA.**

PRIMERA VERSIÓN

DIRECTOR: Dr. EDUARDO LORIA

Resumen: El objetivo de este trabajo es validar la teoría monetarista. De esta forma se utiliza un modelo cointegrado (Engel-Granger 1987) y (Johansen 1988) de ecuaciones simultáneas para capturar el efecto de la demanda de dinero sobre la inflación. La utilización de ambos métodos es con el fin de saber cuál de los dos captura mejor la dinámica inflacionaria en México. La base de datos corresponde a cifras trimestrales para el periodo 1989.1-2007.4. También, se construirá un modelo estructural de inflación, mediante la estimación individual de cada una de las ecuaciones de comportamiento que se consideraron: inflación, demanda de dinero y consumo privado. Y se hará la simulación histórica para constatar la congruencia conjunta del sistema completo, y se analizarán los efectos que tiene un aumento en la demanda de dinero sobre la inflación. Finalmente, se procede a realizar un pronóstico utilizando las ecuaciones de corto y largo plazo para el periodo de 2007-2012.

Clasificación JEL: C51, E31, C22.

Palabras Clave: Inflación, Demanda de Dinero, Teoría Cuantitativa de los precios, Raíz Unitaria, Cointegración.

Abstract: The objective of this paper is to validate the monetarist theory. Therefore, we use a cointegrated (Engel-Granger 1987) and (Johansen 1988) simultaneous equations to capture the effect of money demand on inflation. The use of both methods is to know which of the two best capture the dynamics of inflation in Mexico. The database we use is of quarterly data during the period 1989.1-2007.4. Also, we construct a structural model of inflation, the individual estimates for each of the behavioral equations to be considered: inflation, money demand and private consumption. And, the simulation is performed to determine the historical consistency of the whole system together, and analyzed the effects of an increase in money demand on inflation. Finally, we proceeded to make a prediction using the equations of short and long term for the period 2007-2012.

Clasificación JEL: C51, E31, C22.

Key words: Inflation, money demand, Quantitative theory of prices, Unit Root, Cointegration.

INDICE

INTRODUCCIÓN

I. ASPECTOS TEORICOS.....	4
---------------------------	---

II. ESTIMACIONES ECONOMETRICAS.....	11
-------------------------------------	----

Estadísticas básicas y pruebas de raíces unitarias de las variables en niveles y tasas de crecimiento.

Estimación individual de ecuaciones de largo plazo.

Prueba de Raíz Unitaria aplicada a los residuales de las estimaciones.

Estimación de la ecuación de corrección de error por el método de Engel y Granger.

Estimación de la ecuación de corrección de error por el método de Johansen.

Coefficiente de Theil y proporciones de desigualdad.

III. MODELO DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS.....	37
--	----

Simulación histórica

Análisis de sensibilidad

IV. PRONOSTICO.....	40
---------------------	----

CONCLUSIONES.....	41
-------------------	----

BIBLIOGRAFÍA

ANEXO

INTRODUCCIÓN

En este trabajo se construye un modelo cointegrado y estructural de inflación para México en el periodo comprendido de 1989.1-2007.4. Es relevante porque la inflación es un factor clave que tiene efectos económicos y sociales trascendentes. Además la estabilidad de precios es indispensable dentro de la estrategia de política económica para lograr metas importantes como el crecimiento económico a ritmo satisfactorio y sostenido que vaya acompañado de niveles de ingresos elevados así como la creación de empleos.

Para conocer la magnitud de la inflación y poder tomar medidas de política económica, las autoridades monetarias elaboran indicadores estadísticos conocidos como índices, para México es el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) que funciona como indicador para medir el comportamiento de la inflación.

Por ello, se hace un análisis de la evolución de los precios y de las expectativas inflacionarias, utilizando en INPC tanto por su determinación metodológica como por la rapidez para contrastar el impacto de la política monetaria en los precios. Algunos de los principales indicadores económicos determinantes de la inflación que considero son: el agregado monetario M3, el tipo de cambio nominal y finalmente el PIB de Estados Unidos.

Inicialmente, se supone que el proceso generador de la inflación en México se puede aproximar por medio de un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios que busca relacionar el comportamiento y la dinámica de los precios domésticos con presiones inflacionarias provenientes de las variables mencionadas anteriormente y que son algunas de las variables económicas que la política monetaria utiliza para el control de la inflación.

Dicho periodo, 1989q1-2007q4, está delimitado por la disponibilidad de información para las variables utilizadas en el análisis empírico. Además, que se caracteriza por que durante esos años, México atravesó por periodos de grandes cambios, como la integración a los mercados internacionales y la aplicación de políticas de liberalización financiera, implicando importantes consecuencias en la estructura económica y social de nuestro país.

Además, en este trabajo se supone que la dinámica inflacionaria es afectada por desequilibrios transitorios que se presentan en diferentes variables económicas caracterizadas por relaciones de largo plazo. En particular, se supondrá que la inflación se ve afectada por cambios en la demanda de dinero, el consumo privado y el Producto Interno Bruto.

La hipótesis del trabajo es que estas 3 variables económicas junto con la inflación inercial determinan la dinámica inflacionaria en México.

Algunos de los estudios previos realizados sobre la inflación a nivel nacional e internacional son:

Luis G. Arias y Víctor M. Guerrero (1988) realizaron un estudio econométrico de la inflación en México en el periodo comprendido de 1970 a 1987 mediante la técnica de vectores autorregresivos (VAR). Concluyendo que los precios externos, el tipo de cambio, la circulación del dinero, precios del sector público y en menor medida el salario mínimo son determinantes importantes de la dinámica inflacionaria mexicana.

José Guerrero, Gustavo Sánchez y BÉlkis Reyes (1997) realizaron un modelo de series de tiempo para la inflación mensual en Venezuela, en el periodo comprendido de 1980-2003, con el propósito de hacer proyecciones de corto plazo y evaluar el comportamiento de los precios. Las variables utilizadas fueron el IPC para modelar la inflación y como variables explicativas utilizaron la inflación pasada, el agregado monetario M1, inflación de Estados Unidos y tipo de cambio. Sus resultados fueron que la inflación pasada es la que mayor capacidad de predicción tiene para explicar el comportamiento presente y futuro de la inflación.

Gerardo Esquivel y Raúl Razo (2002) realizaron un estudio sobre los determinantes de la inflación en México en el periodo comprendido de 1989-2000, mediante un modelo de corrección de errores en los mercados laboral, monetario y cambiario, del cuál concluyeron que la dinámica inflacionaria depende de la presión salarial, el exceso de dinero y las desviaciones de la paridad del poder de compra.

Silvia Urbina Hinojosa (2000) realizó un modelo de inflación para la economía mexicana en el periodo comprendido de 1994-2001, mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, tomando en cuenta las variables: tipo de cambio, tasa de interés, salarios y precios y tarifas del sector público. Concluyó que la variable que mayor determinación tiene sobre la inflación presente y futura es la inflación pasada, en segundo momento es la devaluación del tipo de cambio y finalmente los precios y las tarifas del sector público.

En este trabajo se realiza un modelo cointegrado por el método de Engle-Granger y Johansen de ecuaciones simultáneas para capturar el efecto de la demanda de dinero sobre la inflación para el periodo comprendido de 1989-2007, con el fin de evaluar el ajuste de ambos procedimientos para los modelos de largo y corto plazo. Los resultados demuestran que el método de Johansen es el que muestra una mayor capacidad de ajuste de las regresiones. Cabe destacar, que una de las aportaciones de este trabajo es el análisis de los efectos que tiene un aumento en la demanda de dinero sobre la inflación y la realización de un pronóstico utilizando las ecuaciones de corto plazo para el periodo de 2007-2012.

El documento se estructura de la siguiente manera. En el primer apartado se consideran aspectos teóricos y metodológicos sobre la Inflación, con un enfoque monetarista, también, aspectos metodológicos sobre raíz unitaria y cointegración. En el segundo apartado se realiza la estimación individual de cada una de las ecuaciones de comportamiento. En el apartado tres, se procederá a estimar el modelo con todos los bloques de ecuaciones que caracterizan a estos modelos estructurales. En el siguiente apartado se hará la simulación histórica para constatar la congruencia conjunta del sistema completo, y se analizarán los efectos que tiene un aumento de la demanda de dinero sobre la inflación. En el quinto apartado se generan las funciones de cointegración de cada una de las ecuaciones. Finalmente, en el sexto apartado, se procede a realizar el pronóstico utilizando las ecuaciones de corto plazo para el periodo de 2007-2012.

I. ENFOQUE MONETARISTA

La inflación es siempre y en todo lugar un fenómeno monetario en el sentido de que sólo es y puede ser producida por un aumento más rápido de la cantidad de dinero que de la producción¹.

LA VELOCIDAD DEL DINERO

La velocidad-ingreso del dinero es el cociente entre el PIB total y la cantidad de dinero. Mide la tasa a la que ésta gira en relación con el ingreso o la producción tota de un país.

Algebraicamente se expresa:

$$(1) \quad V = \text{PIB}/M = \text{PQ}/M$$

Donde:

P: representa el nivel medio de precios.

Q: PIB real.

V: La velocidad es la cantidad de PIB nominal anual dividida por la cantidad de dinero.

LA TEORÍA CUANTITATIVA DE LOS PRECIOS

Supuesto: la velocidad del dinero es relativamente estable y predecible. Es estable porque refleja principalmente los patrones de ingresos y gastos. Partiendo de la idea de estabilidad relativa de la velocidad, la teoría cuantitativa de los precios, redefine la velocidad de la siguiente forma:

$$(2) \quad P = MV/Q = (V/Q)M = kM$$

Donde:

$$k = V/Q$$

La teoría cuantitativa de los precios considera que P es casi proporcional a M. por lo tanto, los monetaristas proponen 3 cosas:

- 1.El crecimiento de la oferta monetaria es el principal determinante sistemático del crecimiento del PIB nominal.
- 2.Los precios y los salarios son relativamente flexibles.
- 3.La economía privada se mantiene estable.

¹ Milton Friedman, The New Palgrave Dictionary of Economics (1987).

El monetarismo moderno va asociado generalmente a una filosofía política contraria a un Estado grande y favorable al *laissez-faire*. Debido a su deseo de evitar la intervención del Estado y a su creencia en la estabilidad inherente del sector privado, los monetaristas proponen una política monetaria óptima, que consiste en establecer una tasa fija de crecimiento de la oferta monetaria, es decir, que ésta generaría un crecimiento continuo con unos precios estables a largo plazo.

Dado lo anterior, se tiene los elementos de una teoría para explicar lo que determina el nivel de precios.

- Los factores de la producción y la función de producción determinan el nivel de producto.
- La oferta de dinero determina el valor nominal del producto.
- El nivel de precios P es entonces la relación entre el valor nominal del producto y el nivel del producto.

Como es sabido, la tasa de inflación es el porcentaje de variación en el nivel de precios, esta teoría del nivel de precios es también una teoría sobre la tasa de inflación.

El porcentaje de variación de la velocidad refleja desplazamientos en la demanda de dinero, suponemos que la velocidad es constante por lo tanto el porcentaje de variación de la velocidad es igual a cero. El porcentaje de variación del nivel de precios es la tasa de inflación. Y el porcentaje de variación de la producción depende del aumento de los factores de la producción y del progreso tecnológico. Este análisis nos dice que el aumento de la oferta de dinero determina la tasa de inflación.

Por lo tanto, la teoría cuantitativa, establece que el banco central, que controla la oferta de dinero, tiene el último control sobre la tasa de inflación. Si el banco central mantiene la oferta de dinero estable, el nivel de precios será estable. Si el banco central aumenta rápidamente la oferta de dinero, el nivel de precios se elevará rápidamente. Esto es, que el aumento de la cantidad de dinero es el determinante primario de la tasa de inflación.

Entonces, la asociación positiva entre el aumento del stock de dinero y la inflación es la evidencia de la teoría cuantitativa que establece que el elevado aumento del stock de dinero conduce a una alta inflación.

Es necesario destacar, que la estrategia de investigación que se siguió en este trabajo en lo que concierne al agregado monetario más apropiado, se basó simplemente en la validación de nueva evidencia empírica, ya que la mayoría de los estudios empíricos realizados sobre la demanda de Dinero para México utilizan como guía la demanda de billetes y monedas en poder del público, por ser el menos susceptible de ser afectado por las regulaciones que emiten las autoridades financieras. No obstante, un estudio realizado sobre demanda de

dinero, que llevó a concluir que el saldo de billetes y monedas en circulación es el agregado que ha mostrado un mayor grado de estabilidad con respecto al producto, también demostró que esta relación puede resultar afectada en caso de que se presenten variaciones altamente significativas en la inflación. (Fernando Román y Abraham Vela, 1996).

Por tal motivo, se optó por utilizar el agregado monetario M3.

Tenemos:

$$\begin{array}{c} + \\ \Pi = f (M3) \end{array} \quad (1)$$

PIB DE ESTADOS UNIDOS

El beneficio del comercio internacional radica en un empleo más eficiente de las fuerzas productivas del mundo².

Como es sabido, el comercio internacional ha aumentado extraordinariamente y los países están cada vez más unidos por una incesante circulación de bienes y servicios. Las exportaciones de Estados Unidos ha sido uno de los sectores que más a crecido en los últimos años, envía a otros países enormes cantidades de bienes y a cambio recibe petróleo y otros bienes y servicios por valor de cientos de miles de millones de dólares.

Por lo tanto, el comercio fomenta la especialización y la especialización aumenta la productividad, pero el comercio tiene sus desventajas, ya que las importaciones desplazan a la producción interna, disminuyendo el empleo, entre otros efectos.

Una economía que participa en el comercio internacional se denomina economía abierta. En este sentido, México ha sido un país que ha ido abriendo sus fronteras al comercio exterior buscando nuevas fuentes de crecimiento y estabilidad macroeconómica.

Diferentes estudios han mostrado la importancia cada vez mayor del comercio intra-industria entre México y Estados Unidos. La proximidad con Estados Unidos, la liberalización comercial unilateral del comercio por parte de México y las perspectivas de una mayor integración del mercado de América del Norte, entre otros factores, atrajeron inversión extranjera, cuyo propósito principal fue elevar las ventas a Estados Unidos, propiciando así el comercio intra-industria.

En este trabajo se sostiene que, existe una relación estadística de largo plazo entre el producto de Estados Unidos y la inflación en México para series trimestrales entre 1989-2007. Esta

² Jonh Stuart Mill.

relación estadística adquiere sustento empírico a través de los resultados obtenidos por la aplicación de técnicas econométricas. Por lo tanto, más que un sustento teórico, esta parte del trabajo se basa en la evidencia empírica.

Tenemos:

$$\Pi = f(\text{PIB USA}) \quad (2)$$

Dado lo anterior podemos concluir que:

El comercio internacional obliga, por lo tanto, a utilizar monedas nacionales diferentes, que están ligadas por precios relativos llamados tipos de cambio.

TIPO DE CAMBIO

El tipo de cambio nominal es el precio relativo de la moneda de dos países. El tipo de cambio real es el precio relativo de los bienes de dos países.

El tipo de cambio real entre dos países es calculado a partir del tipo de cambio nominal y los niveles de precios de ambos países.

La función de precios se expresa por sus componentes de costos domésticos (θ) y externos ($1-\theta$), a través de una función homogénea de grado uno³:

$$(3) \quad P = P_d^\theta + P_f^{1-\theta}$$

Que en una economía abierta y pequeña, necesariamente debe traducirse en la *ley del precio único*:

$$(4) \quad P = E P^*$$

Donde:

E: es el tipo de cambio nominal.

Introduciendo la fundamentación del enfoque de la paridad del poder adquisitivo (PPP), el tipo de cambio real se define como:

$$(5) \quad Q = E (P^*/P), \text{ y expresándolo en tasas de crecimiento:}$$

$$(5a) \quad q = e + p^* - p$$

Si establecemos que el tipo de cambio real no varía en el tiempo ($q = 0$); esto es, que se mantiene en su nivel de equilibrio de largo plazo, (5a) deriva en:

$$(6) \quad e = p - p^*$$

Que indica que el tipo de cambio nominal debe variar exactamente en la proporción del diferencial de inflación de la economía doméstica respecto a la del resto del mundo; para el caso de México.

Introduciendo los equilibrios monetarios reales de ambas economías:

$$(7) \quad M/P = L(i, Y)$$

$$(8) \quad M^*/P^* = L^*(i^*, Y^*)$$

Que al expresar en tasas de crecimiento quedan como:

$$m - p = l \text{ y } m^* - p^* = l^*$$

Y al sustituir en (6):

$$(9) \quad e = m - l - (m^* - l^*), \text{ reordenando } e = (m - m^*) + (l^* - l)$$

Esta última expresión indica que en el enfoque monetario de determinación del tipo de cambio, cualquier aumento de la oferta monetaria doméstica respecto a la demanda o a la oferta monetarias internacionales necesariamente provoca una devaluación nominal del tipo de cambio ($\Delta e > 0$).

Por lo tanto se demuestra la influencia de la política monetaria sobre el tipo de cambio nominal. Y podemos decir que un elevado crecimiento de la oferta monetaria conduce a una inflación alta. Los países con una inflación relativamente alta tienden a tener monedas depreciadas, y los países con baja inflación tienden a tener monedas apreciadas. Por lo tanto, existe una clara relación positiva entre estas 2 variables.

$$\Pi = f(\text{TCN}) \quad (3)$$

³ Para formalizar los efectos del enfoque monetario del tipo de cambio se utilizó el enfoque monetario del tipo de cambio: Rivera Bátiz y Rivera Bátiz, 1994. Ilustrada en el artículo, La Integración Monetaria Silenciosa de México. La evidencia empírica, 1980-2000. Consultar Bibliografía.

TENDENCIAS Y RAICES UNITARIAS

Últimamente se ha vuelto una práctica común, analizar la dinámica de largo plazo de las series económicas a través de la evaluación de su estacionariedad. En particular, se determina la naturaleza de la tendencia de las series o equivalentemente evalúa la existencia de raíces unitarias en un proceso autorregresivos (de orden 1). Si hay al menos una raíz unitaria en dicho proceso, la serie tendrá una tendencia estocástica, por lo que los choques que experimenta tal serie tienden a acumularse en el tiempo haciendo que la serie no converja hacia ningún valor o tendencia.

Con el propósito de evaluar la existencia de raíces unitarias en las series de tiempo utilizadas en este trabajo, se aplican 3 de las metodologías más comunes. En particular, se aplica la prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF), la cuál evalúa si el coeficiente autorregresivo de orden uno para la serie en cuestión es estadísticamente igual o menor a uno. La estimación se hace con mínimos cuadrados ordinarios y, dado que bajo la hipótesis nula su distribución limitante no es una normal, el estadístico de prueba t se contrasta con los valores críticos ofrecidos por Dickey-Fuller(1981). En segundo lugar, se emplea la prueba propuesta por Phillips-Perron(1988), la cuál es válida a pesar de que las innovaciones se distribuyan de manera heterogénea y/o presentan débil dependencia. La principal ventaja de esta prueba, es que además de permitir una amplia gama de mecanismos generadores de errores, los estadísticos de prueba requieren la estimación de un solo modelo autorregresivos de primer orden por mínimos cuadrados ordinarios y un factor de corrección no paramétrico basado en la estructura de los residuos de la regresión estimada. En tercer lugar, se emplea la prueba Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

COINTEGRACIÓN

El análisis de cointegración, sugerido por Engle y Granger (1987) y generalizado al caso multivariado por Johansen (1988 y 1991), se ha utilizado ampliamente en los últimos años, debido a que permite analizar la naturaleza de largo plazo de series no estacionarias. En particular, permite determinar si series integradas del mismo orden (incluso de distinto orden) pueden combinarse para generar una serie estacionaria. Si es el caso, se dice que las series están cointegradas y que necesariamente comparten una o varias tendencias estocásticas. Es decir, si las series en cuestión son integradas de orden 1, entonces contendrán una raíz unitaria, de modo que tendrán una tendencia estocástica que no las hará converger hacia ninguna senda determinista en particular. Entonces, si las series están cointegradas necesariamente tendrán tendencias similares a largo plazo.

La metodología de Engle y Granger consiste en lo siguiente:

PROCEDIMIENTO DE ENGLE Y GRANGER

1. La estimación de una ecuación estática por mínimos cuadrados ordinarios, a la cual se le denomina regresión de cointegración. Para fines específicos de este trabajo, se generaron 3 ecuaciones o regresiones de cointegración: inflación, demanda de dinero y consumo privado.
2. Verificar que los residuos generados por la regresión de cointegración sigan un proceso estacionario $I(0)$. De ser así, podemos afirmar que las series consideradas en nuestra especificación original mantienen una relación estable o de equilibrio de largo plazo y, por tanto, que están cointegradas. Para ello, se utilizaron las pruebas mencionadas anteriormente, y se pudo corroborar que los residuos efectivamente son estacionarios, para cada una de las regresiones de cointegración.
3. Se estima el mecanismo de corrección de error a partir de las ecuaciones de cointegración calculadas y se evalúa su robustez. Para generar la ecuación de error (ECE) se debe especificar un VAR ad hoc en diferencia que contenga los residuos generados en la regresión de cointegración con rezago y debe pasar todas las pruebas de correcta especificación de modo tal que permita realizar pronóstico de corto plazo con alto grado de confiabilidad. Para el presente trabajo, se generaron tres mecanismos de corrección de error uno para cada ecuación de cointegración: Inflación, Demanda de Dinero y Consumo Privado.

PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN

El método de Johansen es una prueba de cointegración, y se diferencia del método de Engle y Granger debido a que no plantea una elección a priori entre variables endógenas y exógenas, y porque estima con precisión el número de relaciones de cointegración, a la vez que permite encontrar la ecuación de corrección de error.

Un aspecto crucial es que si con el procedimiento de Johansen (1988), encontramos más de un vector de cointegración, es posible que la división endógeno-exógeno sea imperfecta; esto es, que alguna o varias variables no sean exógenamente débiles, por lo que entonces se requerirá de un sistema de ecuaciones para tener la información adecuada y un modelo más robusto (Charemza y Deadman, op. Cit.:178).

El procedimiento de Johansen (1988), constituye un procedimiento de cointegración basado en la estimación de un sistema de ecuaciones simultáneas. Esta aproximación emplea técnicas de máxima verosimilitud y se basa en la representación de un modelo VAR (Vector Autorregresivo) no restringido de orden k compuesto por m variables bajo la forma de un modelo de vector de corrección de error (VEC).

II. ESTIMACIONES ECONOMÉTRICAS

La base de datos utilizada en este análisis incluye información trimestral para el período 1989.1-2007.4. El Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC_t) está en millones de pesos, la variable (M3_t), representa al agregado monetario M3 en millones de pesos. La variable (TCN_t) es el tipo de cambio nominal medido en pesos por dólar. La variable Producto Interno Bruto (PIBMEX_t) esta en millones de pesos. La variable tasa de interés (CETE_t) es a 28 días. La variable consumo privado (CP_t) está en miles de pesos a precios de 1993. Finalmente, la variable (PIBUSA_t) representa el Producto Interno Bruto de Estados Unidos medido en millones de dólares a precios constantes del 2000.

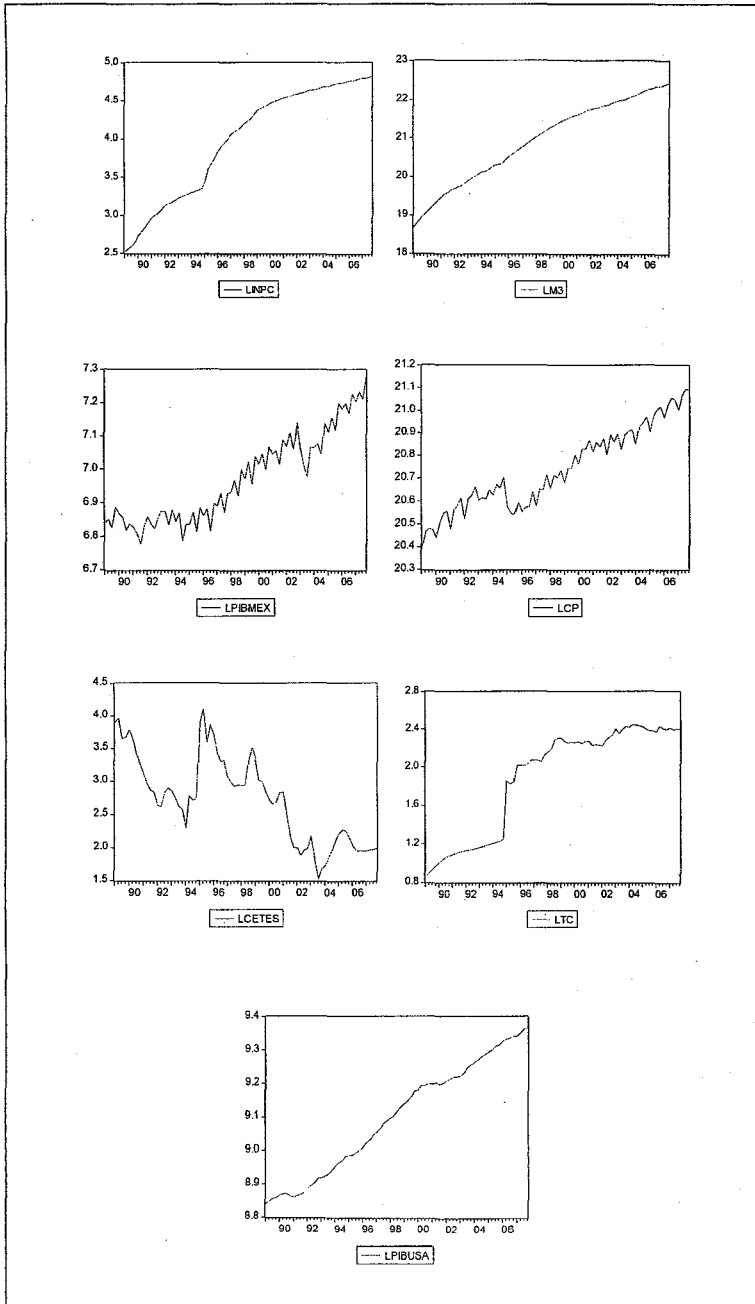
El prefijo I representa el logaritmo natural de la serie y el prefijo d representa la primera diferencia de la serie que precede. Las variables utilizadas corresponden a datos obtenidos del INEGI y del BANXICO.

La Gráfica 1 muestra la representación gráfica de las variables utilizadas para la estimación del modelo econométrico. De acuerdo a un análisis visual de las series se puede señalar que la mayoría de las variables utilizadas tiene como característica la presencia de raíces unitarias, por lo que los estimadores del método de mínimos cuadrados ordinarios no resultan eficientes.

Esta situación se observa en el Cuadro 1 que presenta los resultados de las pruebas de raíces unitarias aplicadas a las series referidas. En él, se aprecia que todas las series utilizadas son de orden de integración uno ($I(1)$), por lo que se deben diferenciar una vez para que estas sean estacionarias y resulte eficiente la estimación por el método de mínimos cuadrados ordinarios.

De este modo, resulta viable la aplicación de ambas metodologías, tanto la desarrollada por Engle y Granger (1987) que señala que de existir una relación estable entre las variables en el largo plazo (vector de cointegración), existe un mecanismo (mecanismo de corrección de errores) que corrige las desviaciones que suceden en el corto plazo, haciéndolas converger a su trayectoria estable de largo plazo. Así, las estimaciones de corto plazo se realizan utilizando la primera diferencia de las series (estacionarias por definición), corrigiendo el problema de espuriedad en la regresión, y haciendo eficientes las estimaciones por el método de mínimos cuadrados ordinarios. Como la metodología de Johansen (1988) la cual utiliza técnicas de máxima verosimilitud y se basa en la representación de un modelo VAR (Vector Autorregresivo) no restringido de orden k compuesto por m variables bajo la forma de un modelo de vector de corrección de error (VEC). Y finalmente poder determinar cual de las metodologías es la conveniente para explicar la dinámica inflacionaria en México.

Gráfica 1. Comportamiento Histórico de las Series 1989.1-2007.4
Niveles



Cuadro 1
Estadísticas básicas de variables y pruebas de raíces unitarias en niveles y primeras
diferencias 1989.1-2007.4

	LINPC	$\Delta(LINPC)$	LTC	$\Delta(LTC)$	LPIBUSA	$\Delta(LPIBUSA)$	LM3	$\Delta(LM3)$
Media	3.987	0.031	1.892	0.020	9.097	0.007	20.92	0.050
Mediana	4.247	0.020	2.201	0.011	9.110	0.007	21.11	0.046
Desv. est.	0.737	0.027	0.558	0.075	0.167	0.005	1.074	0.025
Sesgo	-0.528	2.085	-0.657	6.396	-0.045	-0.266	-0.363	0.579
Kurtosis	1.793	9.463	1.670	49.691	1.623	3.299	1.909	2.919
JB	8.149	187.35	11.07	7421.9	6.027	1.181	5.443	4.271
ADF	-1.99*	-2.86***	-1.68*	-9.13*	12.17**	-4.07*	-4.57*	-5.75***
PP	3.71**	-4.53***	-1.08***	-9.12*	9.02**	-6.76*	7.32**	-5.72***
KPSS	0.27***	0.08***	0.24***	0.26*	0.12***	0.12*	0.28***	0.09***

	LPIBMEX	$\Delta(LPIBMEX)$	LCETES	$\Delta(LCETES)$	LCP	$\Delta(LCP)$
Media	9.097	0.007	2.724	-0.024	20.741	0.009
Mediana	9.110	0.007	2.762	-0.017	20.710	0.015
Desv. est.	0.167	0.005	0.658	0.219	0.182	0.049
Sesgo	-0.045	-0.266	0.197	2.114	0.220	-0.452
Kurtosis	1.623	3.299	2.060	13.37	1.974	2.459
JB	6.027	3.687	3.288	397.82	3.946	3.477
ADF	-2.42***	-4.07*	-2.86***	-4.50**	-2.52***	-3.20*
PP	9.02**	-6.76*	-2.58***	-6.76*	-4.82***	-13.37**
KPSS	1.18***	0.12*	0.84*	0.10***	0.15***	0.088*

Las pruebas de raíz unitaria, en niveles y en diferencias, fueron significativas a un máximo nivel de significancia del 95%.

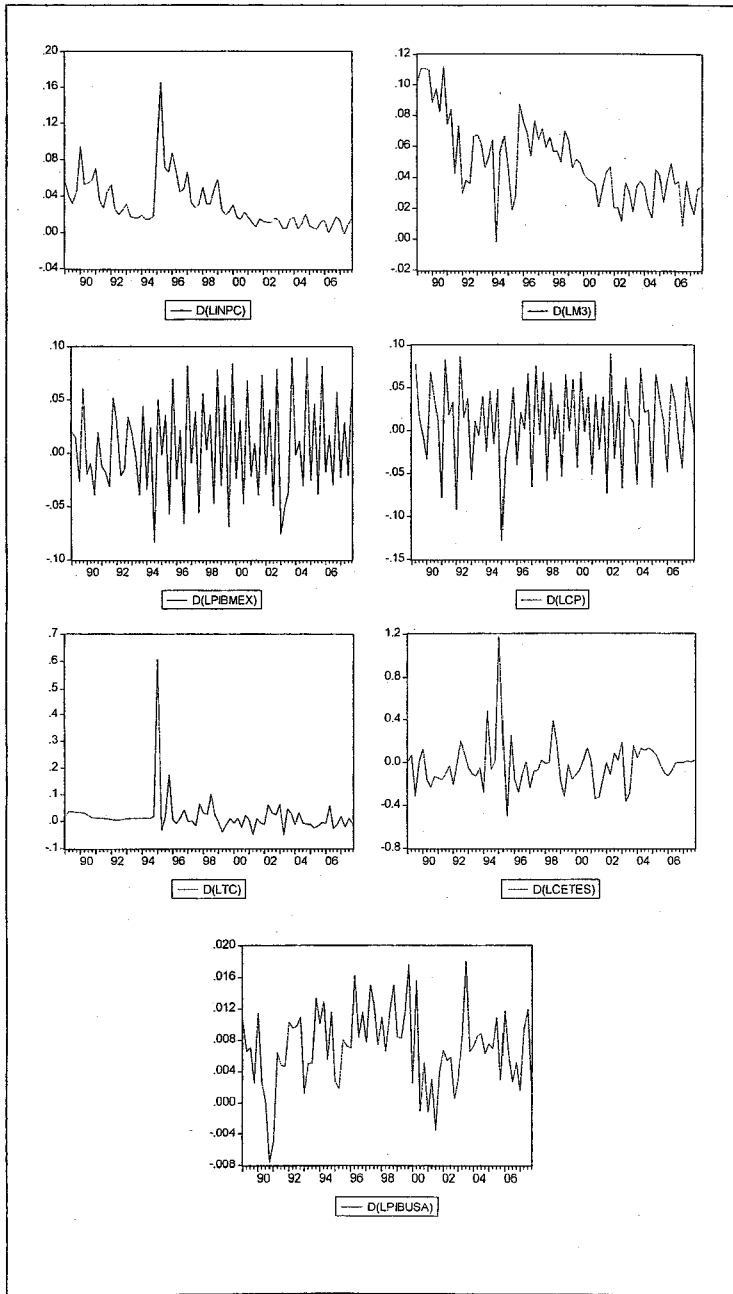
*Con intercepto.

**Sin intercepto ni tendencia.

***Con intercepto y tendencia.

La Gráfica 2 muestra la representación gráfica de las series en tasas de crecimiento (primeras diferencias del logaritmo natural de la serie), que permite confirmar los resultados presentados en el Cuadro 2 que señala que las variables utilizadas para este análisis son I(1).

Gráfica 2. Comportamiento Histórico de las Series 1989.1-2007.4
Tasas de Crecimiento



Estimación individual de ecuaciones

Con lo anterior podemos comprobar que todas las series tienen el mismo orden de integración, es decir, orden de integración I(1). Por lo tanto, se procede a estimar cada una de las ecuaciones de comportamiento de largo plazo: Inflación, Demanda de Dinero y Consumo Privado. Y se muestran los resultados obtenidos por las pruebas de correcta especificación.

INFLACIÓN

Definimos a la inflación de la siguiente manera:

$$(1) \quad \pi = \beta_0 + \beta_1 M3 + \beta_2 TCN + \beta_3 PIBUSA + U$$

Donde:

π : Índice Nacional de los Precios al Consumidor trimestrales.

M3: Agregado Monetario M3 (M3=M2 más activos financieros internos en poder de no residentes). Millones de Pesos.

TCN: Tipo de cambio nominal. Pesos por dólar.

PIB USA: Por tipo de gasto a precios constantes de 2000. Millones de dólares.

U: Error.

El primer grupo de ecuaciones que determinan la Inflación se compone de la siguiente manera:

- 1 variable endógena: π .
- 9 variables exógenas: TC, PIB USA, 6 DUMMYS.
- 1 ecuación de comportamiento: π .
- 5 transformaciones algebraicas.

La estimación de la serie es para el periodo comprendido de 1989q1-2007q4, se incluyen 76 observaciones para cada una de las variables y se presentan en niveles (unidades de medida originales). Cabe destacar de los resultados obtenidos, que el estadístico Jarque-Bera nos indica que las series no se comportan como una normal, para ello, se realiza la conversión a tasas de crecimiento, con la finalidad de que la forma funcional de las series sea la correcta y afirmar que la regresión es lineal en los parámetros y lineal en los logaritmos de las variables. Todo lo anterior con el fin de generar estimadores lineales, insesgados y por tanto de mínima varianza (MELI).

Cuadro 2
Estimación de la ecuación de Largo Plazo para la Inflación en México, 1989.1-2007.4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LM3	0.548851	0.010611	51.72564	0.0000
LPIBUSA	-0.937696	0.021768	-43.07761	0.0003
LTC	0.542617	0.013773	39.39590	0.0000

R2: 0.99 R2-A:0.99 Prob(F-Statistic):0.00 DW:1.87 J-B:0.28(0.86)⁴ LM(1):0.20(0.65) LM(2):1.16(0.31) LM(3):1.80(0.15) LM(4):1.38(0.25) ARCH(1):0.31(0.57) ARCH(2):0.26(0.76) ARCH(3):0.17(0.91) ARCH(4):0.282204(0.888523) WHITE(N.C.):1.35(0.20) WHITE(C.):0.15 RESET(1):0.66(0.41).

Por los resultados obtenidos, se puede decir que la forma funcional del modelo es correcta, se muestra en la prueba Reset. Los errores se distribuyen de manera normal, se observa en la prueba Jarque-Bera. No existe autocorrelación entre los términos de error de primer y cuarto orden, ni tampoco existe autocorrelación serial, que se puede observar en el Durbin-Watson y la prueba LM. La varianza del componente aleatorio u error es constante, por lo que no existe Heteroscedasticidad, se observa en la prueba White cross, White no cross y ARCH. El R2 nos dice que la línea de regresión muestral tiene un buen ajuste a la línea de regresión poblacional; es decir, las variables M3, PIB USA y TC, explican en un 99% a la dinámica inflacionaria en México. Dado que la constante no fue significativa, no se incluyo en la regresión.

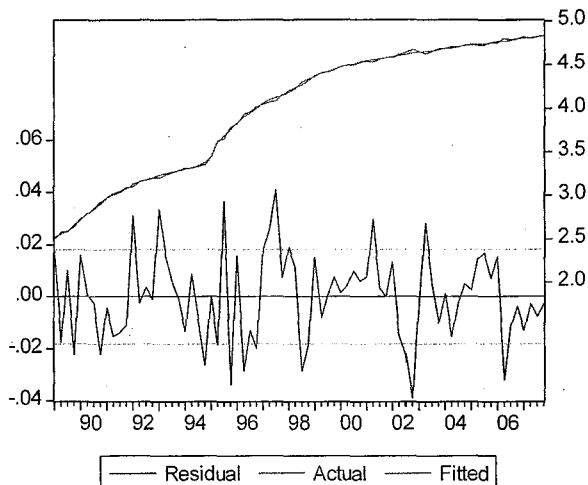
El modelo de regresión presenta los signos planteados por la teoría. Para β_1 (M3) es positivo y una elasticidad igual a 0.54, el valor del β_2 (PIBUSA) es negativo con una elasticidad de -0.93, el valor de β_3 (LTC) es positivo, con una elasticidad de 0.54. Lo que indica que aumentos del agregado monetario M3 y del TC ocasionan aumentos en la inflación, a diferencia del PIB de USA, ya que aumentos del mismo ocasionan una disminución de la inflación.

Se integraron 6 variables dummy al modelo y todas fueron estadísticamente significativas, para el periodo comprendido de los años 90, pues en ese periodo se presentaron grandes cambios en la estructura económica del país: fase de apertura comercial y liberalización financiera.

En la gráfica 3 se muestra la evolución histórica de la inflación para el periodo de 1989.1-2007.4. Se ve claramente que tiene un muy buen ajuste histórico. Además se observa que antes de 1995, la inflación se mantenía en un nivel muy parecido. A mediados de los años 80 se da la inserción de nuestro país en el mercado internacional. En el año de 1988 se implementaron una serie de reformas económicas que tenían como objetivo estabilizar las principales variables económicas, específicamente en el sector financiero, por lo que se aplicaron las políticas de liberalización financiera, las cuales elevaron los fondos disponibles

para la inversión productiva vía la movilización del ahorro privado o externo, lo que generó una desregulación de los mercados reales y financieros, fomento y desregulación de los mercados e instituciones financieras, así como la integración nacional con los mercados internacionales en particular con Estados Unidos y Canadá. Para el año de 1994, ante un nivel insostenible de las reservas de divisas, como consecuencia de la entrada de grandes montos de capital extranjero, se presentó una reevaluación del tipo de cambio real, lo que indujo al crecimiento acelerado de las importaciones y frenó las exportaciones provocando un déficit de la balanza de pagos en cuenta corriente. Por lo que el gobierno decide ampliar la banda de flotación del tipo de cambio permitiendo que el peso se devaluara en un 15%. Por lo tanto para el año de 1995, es un periodo de cartera vencida, falta de liquidez por parte de los diferentes agentes económicos para pagar sus deudas, y es un año de repunte inflacionario.

Gráfica 3
Inflación: Ajuste histórico, 1989.1-2007.4⁵



DEMANDA DE DINERO

La segunda variable endógena del modelo inflación con un enfoque monetarista es la demanda de dinero, medida con el agregado monetario M3.

Se siguió el mismo procedimiento que en el caso de la función inflación y estime la siguiente función, con una forma doble logarítmica:

⁴ Los números entre paréntesis constituyen los valores de las probabilidades de cada uno de los estadísticos.

(2)

$$M3 = \beta_0 + \beta_1 \text{PIBMEX} + \beta_2 \text{CETES} + U$$

Donde:

M3: Demanda de saldos monetarios. Millones de pesos.

PIBMEX: Producto Interno Bruto Trimestral de México. Millones de Pesos.

CETES: Tasa de Interés a 28 días.

El segundo grupo de ecuaciones que determinan la inflación se compone de la siguiente manera:

- 1 variable endógena: M3.
- 8 variables exógenas: CETE, PIB MÉXICO, 6 DUMMYS.
- 1 ecuación de comportamiento: M3.
- 3 transformaciones algebraicas.

Cuadro 3
Estimación de la ecuación de Largo Plazo para la Demanda de dinero en México, 1989.1-2007.4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.69402	1.661627	-7.639515	0.0000
LCETE	-0.823715	0.052304	-15.74862	0.0000
LPIBMEXICO	5.083358	0.224129	22.68047	0.0000

R2: 0.97 R2-A:0.97 Prob(F-Statistic):0.00 DW:1.93 J-B: 0.84(0.65) LM(1):0.00(0.93)
LM(2):0.33(0.71) LM(3):2.46(0.07) LM(4):2.12(0.08) ARCH(1):0.57(0.44) ARCH(2):0.59(0.55)
ARCH(3):0.64(0.59) ARCH(4):1.00(0.41) WHITE(N.C.):1.79(0.07) WHITE(C.):0.47
RESET(1):1.89(0.09).

Los resultados nos demuestran que la forma funcional del modelo es correcta, se muestra en la prueba Reset. Los errores se distribuyen de manera normal, se observa en la prueba Jarque-Bera. No existe autocorrelación entre los términos de error de primer y cuarto orden, ni tampoco existe autocorrelación serial, que se puede observar en el Durbin-Watson y la prueba LM. La varianza del componente aleatorio u error es constante, por lo que no existe Heteroscedasticidad, se observa en la prueba White cross, White no cross y ARCH.

El R2 nos dice que la tasa de interés y el PIB de México, explican en un 97% a la demanda de dinero en México.

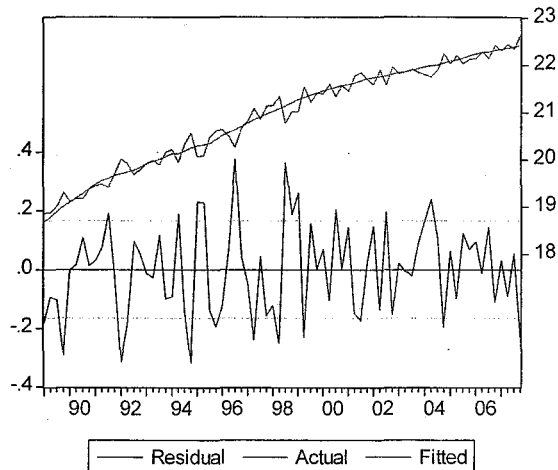
⁵ Las pruebas de cambio estructural y normalidad, consultar anexo.

El modelo de regresión presenta los signos planteados por la teoría. Para β_1 (LCETE) es negativo, con una elasticidad igual a -0.82, lo que indica que a media que aumenta el agregado monetario M3 la demanda de dinero, el valor del β_2 (LPIBMEXICO) es positivo con una elasticidad de 5.08, lo que indica que un aumento en el PIB de México, genera un crecimiento un aumento en la demanda de dinero.

Se integraron 6 variables dummy al modelo y todas fueron estadísticamente significativas.

En la gráfica 4 se muestra la evolución histórica de la demanda de dinero para el periodo de 1989.1-2007.4. Se ve claramente que tiene un muy buen ajuste histórico.

Gráfica 4
Demanda de Dinero: Ajuste histórico, 1989.1-2007.4



CONSUMO PRIVADO

La tercera variable endógena del modelo con un enfoque monetarista es el consumo privado. Siguiendo el mismo procedimiento que en el caso de la función inflación, se estimó la siguiente función, con una forma doble logarítmica:

$$(3) \quad CP = \beta_0 + \overset{+}{\beta_1} M3 + \overset{-}{\beta_2} CETES + \overset{+}{\beta_3} PIBMEX + \overset{-}{\beta_4} INPC + U$$

Donde:

CP: Consumo privado. Miles de pesos a precios de 1993.

PIBMEX: Producto Interno Bruto Trimestral de México. Millones de Pesos.

CETES: Tasa de Interés a 28 días.

INPC: Índice Nacional de Precios al Consumidor. Millones de Pesos.

M3: Agregado monetario M3. Millones de pesos.

El tercer grupo de ecuaciones que determinan la inflación se compone de la siguiente manera:

- 1 variable endógena: CP.
- 9 variables exógenas: M3, CETES, PIBMEX, INPC, 5 DUMMYS.
- 1 ecuación de comportamiento: CP.
- 3 transformaciones algebraicas.

Cuadro 4
Estimación de la ecuación de Largo Plazo para el Consumo Privado en México, 1989.1-2007.4

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	13.32876	0.455641	29.25274	0.0000
LM3	0.349380	0.040095	8.713826	0.0000
LCETES	-0.035355	0.010126	-3.491600	0.0009
LINPC	-0.3479161	0.046682	-7.453836	0.0000
LPIBMEX	0.229176	0.075725	3.026438	0.0035

R2: 0.98 R2-A:0.97 Prob(F-Statistic):0.00 DW:1.91 J-B: 0.84(0.65) LM(1):0.07(0.77) LM(2):2.28(0.10) LM(3):2.07(0.14) LM(4):2.65(0.08) ARCH(1):0.55(0.45) ARCH(2):0.81(0.44) ARCH(3):0.82(0.48) ARCH(4):1.00(0.41) WHITE(N.C.):1.24(0.29) WHITE(C.):0.60 RESET(1):0.55(0.61).

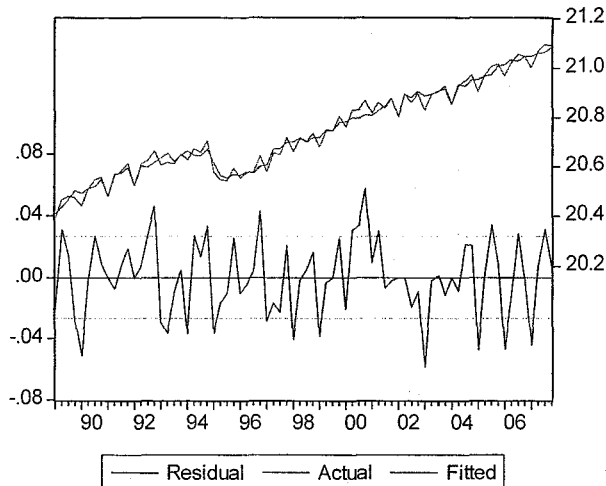
Los resultados nos demuestran que la forma funcional del modelo es correcta, se muestra en la prueba Reset. Los errores se distribuyen de manera normal, se observa en la prueba Jarque-Bera. No existe autocorrelación entre los términos de error de primer y cuarto orden, ni tampoco existe autocorrelación serial, que se puede observar en el Durbin-Watson y la prueba LM. La varianza del componente aleatorio u error es constante, por lo que no existe Heteroscedasticidad, se observa en la prueba White cross, White no cross y ARCH. El R2 nos dice que la tasa de interés y el PIB de México, explican en un 97% a la demanda de dinero en México.

El modelo de regresión presenta los signos planteados por la teoría. Para β_1 (LM3) es positivo con una elasticidad de 0.34, lo que indica que a media que aumenta el agregado monetario M3, el consumo privado aumenta, el valor del β_2 (LCETES) es negativo con el valor de la elasticidad de -0.34, lo que indica que un aumento en la tasa de interés, genera disminución en el consumo privado, y para el β_3 (LPBMEX) es positivo y el valor de la elasticidad es de 0.22, lo que indica que un aumento en el PIB de México genera un aumento en el consumo privado.

Se integraron 5 variables dummy al modelo y todas fueron estadísticamente significativas.

En la gráfica 5 se muestra la evolución histórica del consumo privado para el periodo de 1989.1-2007.4. Se ve claramente que tiene un muy buen ajuste histórico.

Gráfica 5
Consumo Privado: Ajuste histórico, 1989.1-2007.4



Lo anterior demuestra que cada una de las ecuaciones que integran el modelo, ha sido evaluada de manera individual y cumple con los supuestos de correcta especificación⁶. Por lo tanto, se procede a realizar las pruebas de raíces unitarias a los residuos de las ecuaciones antes descritas, lo que permite demostrar la estacionariedad de los mismos, condición necesaria para la aplicación de las metodologías de Engel y Granger (1987) y Johansen

⁶ Cabe destacar que para cada una de las ecuaciones realizadas, no se incluyó ningún rezago de la variable endógena ni de las exógenas, debido a que estas regresiones, posteriormente se utilizarán para cointegración por el método de Engle y Granger.

(1988), de un mecanismo de corrección de errores en estimaciones de corto plazo. Para ello, se aplican tres de las pruebas más comunes: ADF, PP, KPSS.

Cuadro 5
Resultado de las pruebas de Raíces Unitarias aplicadas a los Residuales de la
Estimación (Mecanismo de Corrección de Error).

VARIABLE	ADF	PP	KPSS
Inflación	-8.245	-8.245	0.0479
Demanda de Dinero	-6.99	-9.15	0.329
Consumo Privado	-4.14	-8.93	0.06

Para la prueba ADF y PP sin intercepto ni tendencia, para la prueba KPSS con intercepto, válidas al 95% de significancia.

Es necesario evaluar dos hipótesis para las pruebas Dickey Fuller Aumentada y Philips Perron:

H0: Existencia de una raíz unitaria o de no cointegración.

H1: Hay cointegración de las variables definidas en la primera regresión, por lo que los residuos siguen un proceso estacionario.

Para la prueba KPSS las hipótesis son las siguientes:

H0: Hay cointegración de las variables definidas en la primera regresión, por lo que los residuos siguen un proceso estacionario.

H1: Existencia de una raíz unitaria o de no cointegración.

Por lo tanto, los resultados obtenidos de las pruebas Dickey-Fuller Aumentada y Philips-Perron tenemos que se rechaza la hipótesis nula de no cointegración para un intervalo de confianza de 95% de significancia, es decir, los residuos siguen un proceso estacionario.

Para la prueba KPSS, se espera que el valor obtenido sea lo menor posible, tal y como se observa en los resultados, por lo tanto, está tercer prueba también nos indica que los residuos son estacionarios.

De esta forma, se procede a estimar las ecuaciones de corto plazo para Inflación, Demanda de Dinero y Consumo Privado. Utilizando la metodología de Engel-Granger.

INFLACIÓN

Estimación de la ecuación de Corrección de Error por Engle y Granger.

Cuadro 6
Especificación de Ecuación de Corrección de Error

Variable	Coeficiente	Std. Error	t-Statistic	Probabilidad
DLINPC(-1)	0.373046	0.038340	9.730018	0.0000
DLINPC(-3)	0.322809	0.039431	8.186782	0.0000
DLM3(-1)	0.115862	0.031319	3.699407	0.0004
RESID01(-1)	-0.140204	0.052291	-2.681250	0.0093

R2: 0.93 R2-A:0.92 DW:2.14 J-B:4.10(0.12) LM(1):0.47(0.49) LM(2):1.83(0.16)
 LM(3):1.34(0.26) LM(4):1.52(0.20) ARCH(1):1.37(0.24) ARCH(2):0.74(0.47)
 ARCH(3):0.99(0.39) ARCH(4):1.66(0.16) WHITE(N.C.):1.68(0.08) RESET(1):0.00(0.93)
 RESET(2):1.09(0.33).

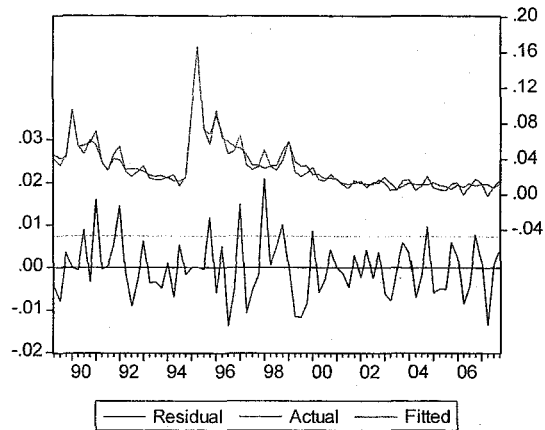
La ecuación estimada cumple satisfactoriamente con los supuestos de correcta especificación. Los signos son los esperados ya que se puede observar que la inflación depende de ella misma y de la demanda de dinero de manera positiva. Lo que resalta el impacto de una aceleración en la inflación rezagada tres periodos o en la demanda de dinero rezagada un periodo, sobre una aceleración de la inflación actual. Se incluyeron 5 variables dummy al modelo, todas fueron estadísticamente significativas, para los años 90 y 95.

Es necesario destacar que, el coeficiente del mecanismo de corrección de error señala la velocidad con la que los desajustes que se generan en el corto plazo convergen con su tendencia estable en el largo plazo. En este sentido, encontramos una baja correlación entre la velocidad de ajuste y la aceleración de la inflación, donde se tiene un coeficiente de -0.14.

Finalmente, podemos decir que esta ecuación es una buena aproximación al PGI por lo que, constituye un instrumento adecuado para pronosticar la dinámica de corto plazo de la inflación en México.

En la gráfica 6 se muestra el valor observado y el estimado de la ecuación de corto plazo para la Inflación en México, en el periodo comprendido de 1989.1-2007.4, por el método de Engel y Granger.

Gráfica 6
Ajuste histórico del VCE a partir del método de Engle-Granger.



DEMANDA DE DINERO

Estimación de la ecuación de Corrección de Error

Cuadro 7
Especificación de Ecuación de Corrección de Error

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Probabilidad
DEM3(-1)	0.359712	0.088062	4.084759	0.0001
DLM3(-2)	0.199940	0.075360	2.653141	0.0104
DLM3(-3)	0.185360	0.068994	2.686593	0.0095
DLM3(-5)	0.275307	0.056305	4.889546	0.0000
DLPIBMEX(-2)	-0.175516	0.035211	-4.984756	0.0000
DLPIBMEX(-4)	0.192966	0.035906	5.374142	0.0000
DLPIBMEX(-5)	-0.165194	0.041172	-4.012269	0.0002
DL CETES(-2)	0.020345	0.005606	5.170743	0.0000
DL CETES(-4)	0.020345	0.005690	3.575609	0.0007
DL CETES(-6)	0.012297	0.004674	2.631235	0.0110
RESID01(-1)	-0.022237	0.008669	-2.565077	0.0131

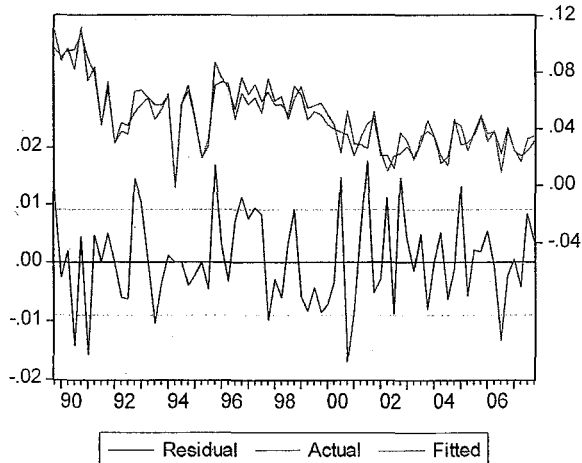
R2: 0.88 R2-A:0.85 DW:2.08 J-B: 0.86(0.65) LM(1):0.32(0.57) LM(2):0.51(0.60)
 LM(3):0.39(0.75) LM(4):0.88(0.29) ARCH(1):0.74(0.11) ARCH(2):0.84(0.17)
 ARCH(3):0.32(0.80) ARCH(4):0.13(0.96) WHITE(N.C.):0.86(0.65) RESET(1):0.21(0.64)
 RESET(2):0.52(0.59).

La ecuación estimada cumple satisfactoriamente con los supuestos de correcta especificación. Los signos son los esperados, ya que la demanda de dinero depende de manera positiva tanto de ella misma rezagada como del PIB de México rezagado, cabe destacar que la demanda de dinero depende de manera positiva de los CETES rezagados. Se incluyeron 6 variables dummy al modelo, todas estadísticamente significativas para el periodo de los años 90.

Podemos notar que el parámetro de corrección de error, RESID01(-1), es negativo, menor a 1 y significativo. Sin embargo, nos demuestra que casi no existe correlación entre la velocidad de ajuste y la demanda de dinero ya que se obtuvo un valor de -0.02. Finalmente, se puede decir que esta ecuación constituye un instrumento adecuado para pronosticar la dinámica de corto plazo de la demanda de dinero en México, ya que se obtiene una buena bondad de ajuste.

En la gráfica 7 se muestra el valor observado y el estimado de la ecuación de corto plazo para la Demanda de Dinero en México, en el periodo comprendido de 1989.1-2007.4, por el método de Engel y Granger.

Gráfica 7
Ajuste histórico del VCE a partir del método de Engle-Granger.



CONSUMO PRIVADO

Estimación de la ecuación de Corrección de Error

Cuadro 8
Especificación de Ecuación de Corrección de Error

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Probabilidad
DLCP(-1)	-0.374544	0.088992	-4.208738	0.0001
DLCP(-2)	-0.248724	0.066001	-3.768485	0.0004
DLCP(-3)	-0.573865	0.050251	-11.41993	0.0000
DLM3(-2)	0.761397	0.093054	8.287767	0.0000
DLINPC	-0.908348	0.093054	-9.761563	0.0000
DLINPC(-3)	0.185764	0.084017	2.211024	0.0314
DLPIBMEX(-2)	0.305937	0.070855	4.317785	0.0001
DLPIBMEX(-3)	0.197120	0.077064	2.557870	0.0134
RESID01(-1)	-0.228687	0.118102	-1.936358	0.0582

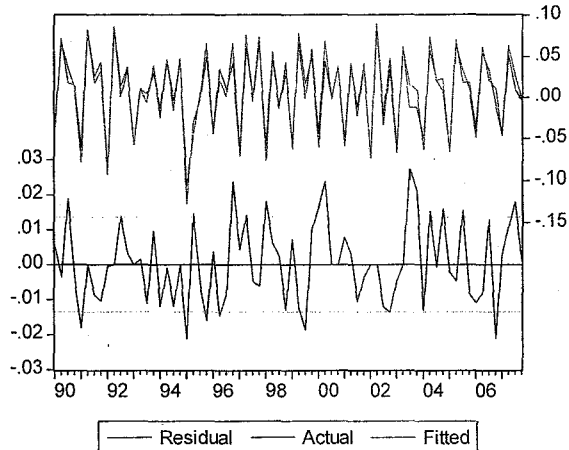
R2: 0.94 R2-A:0.92 DW:2.00 J-B:2.20(0.33) LM(1):0.00(0.97) LM(2):0.00(0.99)
 LM(3):0.01(0.99) LM(4):0.06(0.99) ARCH(1):0.28(0.59) ARCH(2):0.17(0.84)
 ARCH(3):0.28(0.83) ARCH(4):0.28(0.88) WHITE(N.C.):1.76(0.05) RESET(1):0.55(0.46)
 RESET(2):0.30(0.74).

Por los resultados obtenidos, se puede decir que la forma funcional del modelo es correcta, se muestra en la prueba Reset. Los errores se distribuyen de manera normal, se observa en la prueba Jarque-Bera. No existe autocorrelación entre los términos de error de primer y cuarto orden, ni tampoco existe autocorrelación serial, que se puede observar en el Durbin-Watson y la prueba LM. La varianza del componente aleatorio u error es constante, por lo que no existe Heteroscedasticidad, se observa en la prueba White cross, White no cross y ARCH. Se incluyeron 5 variables dummy para el periodo de los años 90 y todas fueron estadísticamente significativas.

El parámetro de corrección de error, al igual que las ecuaciones anteriores, es negativo, menor a 1 y significativo con un valor de -0.22. Se muestra una excelente bondad de ajuste, por lo que se puede decir que esta ecuación es una buena aproximación al PGI y constituye un instrumento adecuado para pronosticar la dinámica de corto plazo del consumo privado en México.

En la gráfica 8 se muestra el valor observado y el estimado de la ecuación de corto plazo para el Consumo Privado en México, en el periodo comprendido de 1989.1-2007.4, por el método de Engel y Granger.

Gráfica 8
Ajuste histórico del VCE a partir del método de Engle-Granger.



A continuación se procede a estimar las ecuaciones de corrección de error por el procedimiento de Johansen, para finalmente hacer una comparación con ambos métodos y concluir que modelo es el que mejor explica la dinámica inflacionaria en México.

INFLACIÓN

Cuadro 9. Evaluación de los estadísticos de la Traza y Max-Eigen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.397325	79.34184	54.07904	0.0001
At most 1*	0.289907	40.85711	35.19275	0.0110
At most 2	0.115031	14.83783	20.26184	0.2358
At most 3	0.070429	5.550472	9.164546	0.2284

(**) denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.397325	38.48472	28.58808	0.0020
At most 1*	0.289907	426.01928	22.29962	0.0140
At most 2	0.115031	9.287361	15.89210	0.4036
At most 3	0.070429	5.550472	9.164546	0.2284

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegration eqn(s) at the 0.05 level
 * denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Normalized cointegrating (Standard error in parentheses)				
LINPC	LM3	LTC	LPIBUSA	C
1.000000	-0.679169 (0.07687)	-0.707327 (0.08859)	2.211283 (0.3239)	-8.560774 (2.17269)

Adjustment coefficients (Standard error in parentheses)	
D(LINPC)	-0.014406 (0.02807)
D(LM3)	0.151712 (0.02914)
D(LTC)	0.136097 (0.16044)
D(LPIBUSA)	-0.028087 (0.01056)

Para realizar cointegración de la Inflación por el método de Johansen, es necesario primero encontrar el número de rezagos óptimos que maximice el valor del logaritmo de máxima verosimilitud y minimice el valor del Akaïke y Schwars. En este caso, se utilizaron 3 rezagos.

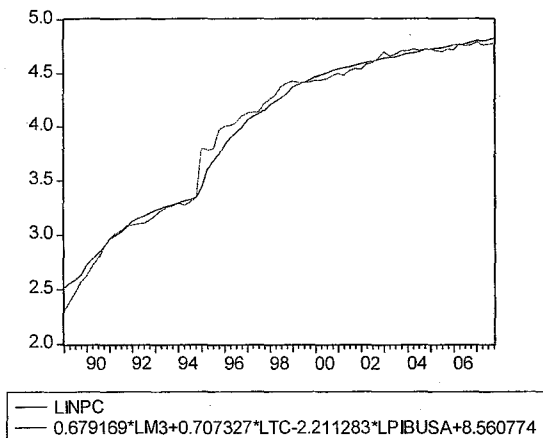
La cointegración se comprueba al contrastar que los estadísticos de la traza y del Max-Eigen sean mayores a los valores críticos al 95% y 99% de confianza. En lo que respecta al estadístico Max-Eigen, se observa la existencia de 2 vectores de cointegración válidos al 95% de significancia. También el estadístico de la traza nos indica que existen 2 vectores de cointegración para un nivel de significancia del 95%.

Se seleccionó el primer vector de cointegración normalizado, que reporta resultados plausibles y congruentes con la teoría económica. Ya que se puede observar que los signos de las variables son congruentes y los esperados, además de que las variables en su conjunto son significativas. Dado que se encontraron dos vectores de cointegración al 95%, la matriz β es de dimensión 4×2 ; esto es, tiene dos vectores de coeficientes de ajuste. El primer vector de cointegración se observa en el cuadro 9.

Para observar la capacidad de reproducción del proceso generador de información de la ecuación estimada procedemos a tomar el vector de cointegración normalizado, despejado en términos de LINPC, y lo graficamos contra la variable observada, por lo tanto nuestra ecuación queda de la siguiente manera:

$$\text{LINPC} = 8.560774 + 0.679169 \cdot \text{LM3} + 0.707327 \cdot \text{LTC} - 2.211283 \cdot \text{LPIBUSA}$$

Gráfica 9
Bondad de ajuste de la ecuación de Cointegración de Johansen, 1989.1-2007.4



En la gráfica 9, se observa que esta estimación logra un buen ajuste no sólo porque capta la tendencia histórica de la serie sino porque capta además el principal quiebre que se muestra en dicha variable, que se presenta en 1995. Sin embargo, con el método de Engel y Granger se obtiene una estimación más precisa, ya que se obtiene un mejor ajuste histórico, observar la gráfica 3.

En seguida, se genera la ecuación de corrección de error (ECE) para la ecuación de cointegración de la Inflación.

Cuadro 10
Especificación de Ecuación de Corrección de Error

Variable	Coficiente	Std. Error	t-Statistic	Probabilidad
DLINPC(-1)	0.406538	0.055808	7.284524	0.0000
DLINPC(-2)	-0.174743	0.061548	-2.839117	0.0061
DLINPC(-3)	0.189972	0.054475	3.487353	0.0009
DLM3	0.163288	0.060233	2.710957	0.0086
DLM3(-3)	0.126499	0.043435	2.912396	0.0050
DLTC	0.112709	0.012489	9.024859	0.0000
DLTC(-1)	0.151370	0.016453	9.200380	0.0000
DLPIBUSA	-0.478472	0.193896	-2.467676	0.0163
RESID01(-1)	-0.063755	0.020160	-3.162465	0.0024

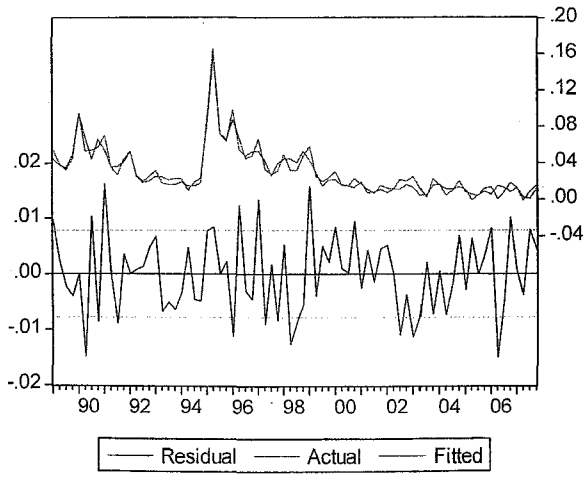
R2: 0.93 R2-A:0.91 DW:2.37 J-B:0.75(0.68) LM(1):3.94(0.05) LM(2):2.01(0.14)
 LM(3):1.33(0.27) LM(4):0.99(0.41) ARCH(1):0.07(0.78) ARCH(2):0.12(0.88)
 ARCH(3):0.61(0.61) ARCH(4):0.66(0.61) WHITE(N.C.):1.03(0.07) RESET(1): 5.70(0.03).

Los resultados nos muestran que los errores se distribuyen de manera normal, se observa en la prueba Jarque-Bera. No existe autocorrelación entre los términos de error de primer y cuarto orden, ni tampoco existe autocorrelación serial, que se puede observar en el Durbin-Watson y la prueba LM. La varianza del componente aleatorio u error es constante, por lo que no existe Heteroscedasticidad, se observa en la prueba White no cross y ARCH, sin embargo se observa que no existe una forma funcional correcta ya que la probabilidad es menor a 0.05.

El parámetro de corrección de error, es negativo, menor a 1 y significativo. Sin embargo, nos demuestra que casi no existe correlación entre la velocidad de ajuste y la inflación ya que se obtuvo un valor de -0.06, menor al que se obtiene con el método de Engel y Granger. Pero se puede observar que existe una muy buena bondad de ajuste. Por lo tanto, esta ecuación es una buena aproximación al PGI y constituye un instrumento adecuado para pronosticar la dinámica de corto plazo de la inflación en México.

En la gráfica 10 se muestra el valor observado y el estimado de la ecuación de corto plazo para la inflación en México, en el periodo comprendido de 1989.1-2007.4, por el método de Johansen.

Gráfica 10
 Ajuste histórico del VCE a partir del método de Johansen.



DEMANDA DE DINERO

Cuadro 11. Evaluación de los estadísticos de la Traza y Max-Eigen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.166003	35.19275	27.81045	0.0110
At most 1	0.2113475	14.55909	20.26184	0.2527
At most 2	0.075954	5.766553	9.164546	0.2095

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.166003	22.29962	13.25136	0.0121
At most 1	0.113475	8.792534	15.89210	0.4564
At most 2	0.075954	5.766553	9.164546	0.2095

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegration eqn(s) at the 0.05 level

*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

LM3	LPIBMEX	LCETES	C
1.000000	-0.851036 (0.08498)	0.339641 (0.06367)	-16.69280 (0.63766)

Adjustment coefficients (Standard error in parentheses)	
D(LM3)	-0.02354 (0.03542)
D(LPIBMEX)	0.10581 (0.05594)
D(LCETES)	-0.27394 (0.04944)

Para el caso de la estimación de la Demanda de Dinero se encontró que el número óptimo de rezagos que maximizara el valor del logaritmo de verosimilitud y minimizara el valor de los estadísticos Akaike y Schwars, fueron 6 rezagos.

En lo que respecta al estadístico Max-Eigen, se observa la existencia de 1 vector de cointegración válidos al 95% de significancia. También el estadístico de la traza nos indica que existe 1 vector de cointegración para un nivel de significancia del 95%.

Se seleccionó el vector de cointegración normalizado, que reporta resultados plausibles y congruentes con la teoría económica. Ya que se puede observar que los signos de las variables son congruentes y los esperados, además de que las variables en su conjunto son significativas. Dado que se encontró un solo vector de cointegración al 95%, la matriz β es de dimensión 3×1 ; esto es, tiene un solo vector de coeficientes de ajuste. El vector de observa en el cuadro 11.

En seguida, se genera la ecuación de corrección de error (ECE) para la ecuación de cointegración de Demanda de Dinero.

Cuadro 12
Especificación de Ecuación de Corrección de Error

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Probabilidad
DLM3(-1)	0.432796	0.072240	5.991084	0.0000
DLM3(-4)	0.167903	0.064978	2.584006	0.0120
DPIBMEX(-3)	0.095258	0.038468	2.476277	0.0158
DPIBMEX(-4)	0.180950	0.039190	4.617238	0.0000
RESID01(-1)	-0.009754	0.002646	-3.785604	0.0003

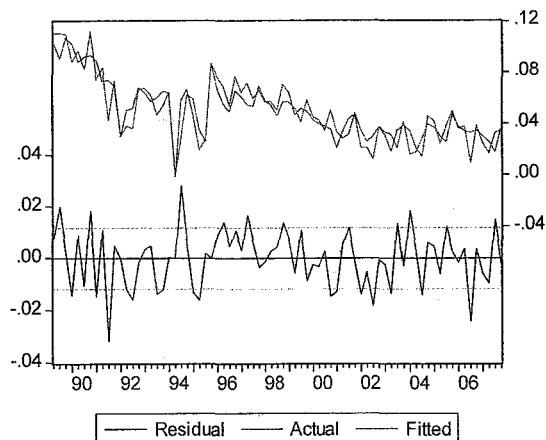
R2: 0.80 R2-A:0.78 DW:2.13 J-B:0.47(0.79) LM(1):3.94(0.05) LM(2):2.01(0.14)
 LM(3):0.66(0.57) LM(4):0.58(0.67) ARCH(1):2.51(0.11) ARCH(2):1.38(0.25)
 ARCH(3):1.02(0.38) ARCH(4):1.21(0.31) WHITE(N.C.):1.14(0.33) RESET(1): 0.93(0.33).

La ecuación estimada cumple satisfactoriamente con los supuestos de correcta especificación, los resultados nos demuestran que la forma funcional del modelo es correcta, se muestra en la prueba Reset. Los errores se distribuyen de manera normal, se observa en la prueba Jarque-Bera. No existe autocorrelación entre los términos de error de primer y cuarto orden, ni tampoco existe autocorrelación serial, que se puede observar en el Durbin-Watson y la prueba LM. La varianza del componente aleatorio u error es constante, por lo que no existe Heteroscedasticidad, se observa en la prueba White no cross y ARCH

Podemos notar que el parámetro de corrección de error, RESID01(-1), es negativo, menor a 1 y significativo, pero es muy pequeño de -0.009, lo que significa que no existe correlación entre la velocidad de ajuste y la demanda de dinero. Pero se puede observar gráficamente que existe una excelente bondad de ajuste. Por lo tanto se puede decir que esta ecuación constituye un instrumento adecuado para pronosticar la dinámica de corto plazo de la demanda de dinero en México.

En la gráfica 11 se muestra el valor observado y el estimado de la ecuación de corto plazo para la Demanda de Dinero en México, en el periodo comprendido de 1989.1-2007.4, por el método de Johansen.

Gráfica 11
Ajuste histórico del VCE a partir del método de Johansen.



CONSUMO PRIVADO

Estimación de la ecuación de Corrección de Error por Johansen.

Cuadro 13. Evaluación de los estadísticos de la Traza y Max-Eigen

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.467655	119.6558	76.97277	0.0000
At most 1*	0.327436	76.15385	54.07904	0.0002
At most 2*	0.263400	48.78446	35.19275	0.0010
At most 3*	0.195620	27.69043	20.26184	0.0039
At most 4	0.167754	9.164546	12.67028	0.0823

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
 Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
None*	0.467655	43.50197	34.80587	0.0036
At most 1	0.327436	27.36939	28.58808	0.0709
At most 2	0.263400	21.09403	22.29962	0.0730
At most 3	0.195620	15.02015	15.89210	0.0681
At most 4*	0.167754	12.67028	9.164546	0.0104

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegration eqn(s) at the 0.05 level
 *denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

LCP	LM3	LPBMEX	LCETES	LINPC	C
1.000000	-0.343640	-0.211354	0.024874	0.342034	-13.53631
	(0.03682)	(0.08841)	(0.01124)	(0.03890)	(0.36126)

Adjustment coefficients (Standard error in parentheses)	
D(LCP)	-0.667085 (0.26037)
D(LM3)	-0.269930 (0.20229)
D(LPIBMEX)	-0.087999 (0.32282)
D(LCETES)	-6.642800 (2.71305)
D(LINPC)	-0.096959 (0.16410)

Para el caso de la estimación del Consumo Privado, se encontraron que el número óptimo de rezagos que maximizara el valor del logaritmo de verosimilitud y minimizara el valor de los estadísticos Akaike y Schwars, fueron 6 rezagos.

En lo que respecta al estadístico Max-Eigen, se observa la existencia de 1 solo vector de cointegración válidos al 95% de significancia. Mientras que el estadístico de la traza nos indica que existen 4 vectores de cointegración para un nivel de significancia del 95%.

Se selecciono el vector de cointegración normalizado, que reporta resultados plausibles y congruentes con la teoría económica. Ya que se puede observar que los signos de las variables son congruentes y los esperados, además de que las variables en su conjunto son significativas. Dado que se encontraron 4 vectores de cointegración al 95%, la matriz β es de dimensión $5 * 4$; esto es, tiene cuatro vectores de coeficientes de ajuste. El primer vector observa en el cuadro 13.

En seguida, se genera la ecuación de corrección de error (ECE) para la ecuación de cointegración de Consumo Privado.

Cuadro 14
Especificación de Ecuación de Corrección de Error

Variable	Coefficiente	Std. Error	t-Statistic	Probabilidad
DLCP(-4)	0.455793	0.057991	7.859667	0.0000
DLCP(-5)	0.204728	0.062115	3.295959	0.0017
DLM3(-1)	-0.423793	0.121156	-3.497910	0.0009
DLM3(-4)	-0.275915	0.120280	-2.293939	0.0255
DLM3(-6)	0.521260	0.123327	4.226647	0.0001
DL CETES	-0.027686	0.008688	-3.186908	0.0023
DL CETES(-5)	0.020722	0.008897	2.329048	0.0234
DLINPC	-0.831474	0.097161	-8.557706	0.0000
DLINPC(-3)	0.478593	0.091530	5.228812	0.0000
DLIBMEX	0.390228	0.062566	6.237063	0.0000
RESID01(-1)	-0.597358	0.082643	-7.228167	0.0000

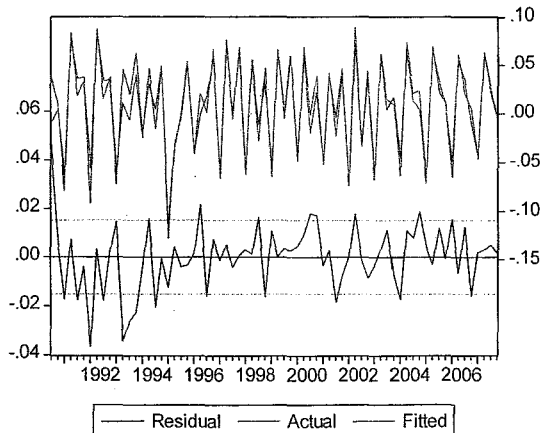
R2: 0.92 R2-A:0.90 DW:1.82 J-B:5.00(0.08) LM(1):0.00(0.96) LM(2):0.55(0.57)
 LM(3):0.48(0.69) LM(4):0.39(0.80) ARCH(1):0.09(0.75) ARCH(2):1.25(0.29)
 ARCH(3):0.91(0.44) ARCH(4):0.72(0.58) WHITE(N.C.):1.14(0.05) RESET(1): 0.29(0.58).

La ecuación estimada cumple satisfactoriamente con los supuestos de correcta especificación, los resultados nos demuestran que la forma funcional del modelo es correcta, se muestra en la prueba Reset. Los errores se distribuyen de manera normal, se observa en la prueba Jarque-Bera. No existe autocorrelación entre los términos de error de primer y cuarto orden, ni tampoco existe autocorrelación serial, que se puede observar en el Durbin-Watson y la prueba LM. La varianza del componente aleatorio u error es constante, por lo que no existe Heteroscedasticidad, se observa en la prueba White no cross y ARCH.

Podemos notar que el parámetro de corrección de error, RESID01(-1), es negativo, menor a 1 y significativo. Con un valor de -0.59, lo que significa que existe un correlación entre la velocidad de ajuste y el consumo privado. Se puede observar en la gráfica 12 que se tiene una excelente bondad de ajuste, por lo que, esta ecuación constituye un instrumento adecuado para pronosticar la dinámica de corto plazo del consumo privado en México.

En la gráfica 12 se muestra el valor observado y el estimado de la ecuación de corto plazo para el consumo privado en México, en el periodo comprendido de 1989.1-2007.4, por el método de Johansen.

Gráfica 12
Ajuste histórico del VCE a partir del método de Johansen.



Finalmente, se pudo obtener la prueba de desigualdad de Theil (Ver cuadro 15) que nos permite evaluar el ajuste histórico de las regresiones, con lo cual tenemos todos los elementos suficientes para seleccionar los modelos mas adecuados de largo y corto plazo.

Por los resultados obtenidos se puede decir que el método de Johansen genera los mejores modelos estadísticos, para las ecuaciones de largo y corto plazo, pues se puede observar que el método de Engel y Granger arroja valores muy pequeños del coeficiente de covarianza (UC) que comprende a la parte no sistemática del error de simulación y arroja valores altos de la parte sistemática que corresponde al error de sesgo (UM). Mientras que el método de Johansen obtiene altos valores del coeficiente de covarianza tanto para las ecuaciones de largo y corto plazo, y obtiene valores prácticamente nulos del error de sesgo, se observa que para la ecuación de cointegración del consumo privado el error de sesgo es cero.

Cuadro 15
Coefficientes de Theil y proporciones de desigualdad⁷

		THEIL	UM	US	UC
Ecuación de Cointegración					
JOHANSEN	Inflación	0.001933	0.008150	0.051159	0.940692
	Demanda de Dinero	0.001277	0.054273	0.020176	0.925551
	Consumo Privado	0.000414	0.000000	0.035770	0.964230
ENGLE Y GRANGER	Inflación	0.004662	0.436575	0.007910	0.555515
	Demanda de Dinero	0.004523	0.444134	0.419194	0.136672
	Consumo Privado	0.000395	0.098376	0.190401	0.711223
Ecuación de Corrección de Error					
JOHANSEN	Inflación	0.091483	0.000349	0.014524	0.985127
	Demanda de Dinero	0.114104	0.000230	0.091926	0.907844
	Consumo Privado	0.189889	0.000013	0.039133	0.960854
ENGLE Y GRANGER	Inflación	0.089107	0.003435	0.046566	0.949999
	Demanda de Dinero	0.106546	0.310766	0.024138	0.665096
	Consumo Privado	0.142471	0.000323	0.034021	0.965656

⁷ Gráficas de Coeficientes de Theil de corto y largo plazo, consultar anexo.

III. MODELO DE ECUACIONES SIMULTÁNEAS

Una vez estimadas las ecuaciones de comportamiento, es posible incorporar la información de largo y de corto plazo dentro de un modelo de ecuaciones simultáneas que capture las interrelaciones que se llevan a cabo dentro de las variables del modelo:

'MODELO ESTRUCTURAL DE INFLACION PARA LA ECONOMIA MEXICANA
'ENFOQUE MONETARISTA

'LINPC_H

'IDENTIDAD CONTABLE

PIBMEX = ((CP + CG + IF + (X - M)) / 1000000) - DIFPIBS

'LOGARITMOS Y NORMALIZACION DE VARIABLES

CP = EXP(LCP)

LPIBMEX = LOG(PIBMEX)

'ECUACIONES DE COMPORTAMIENTO

D(LCP) = - 0.3745444157 * D(LCP(-1)) - 0.248723757 * D(LCP(-2)) - 0.5738653354 *
D(LCP(-3)) + 0.761397297 * D(LM3(-2)) - 0.9083481257 * D(LINPC) + 0.1857636441 *
D(LINPC(-3)) + 0.3059371944 * D(LPIBMEX(-2)) + 0.1971204201 * D(LPIBMEX(-3)) -
0.2286873828 * MECLCP(-1) + 0.05639664793 * D94Q4 - 0.04572171153 * D93Q293Q4 -
0.05383430963 * D02Q1 - 0.02717883762 * D03Q2 + 0.02673620998 * D93Q1 +
0.02460349673 * D92Q2 + 0.02262103223 * D00Q3 + 0.01908453232 * D00Q4 +
0.01808378462 * D02Q2 + 0.01653598297 * D91Q2

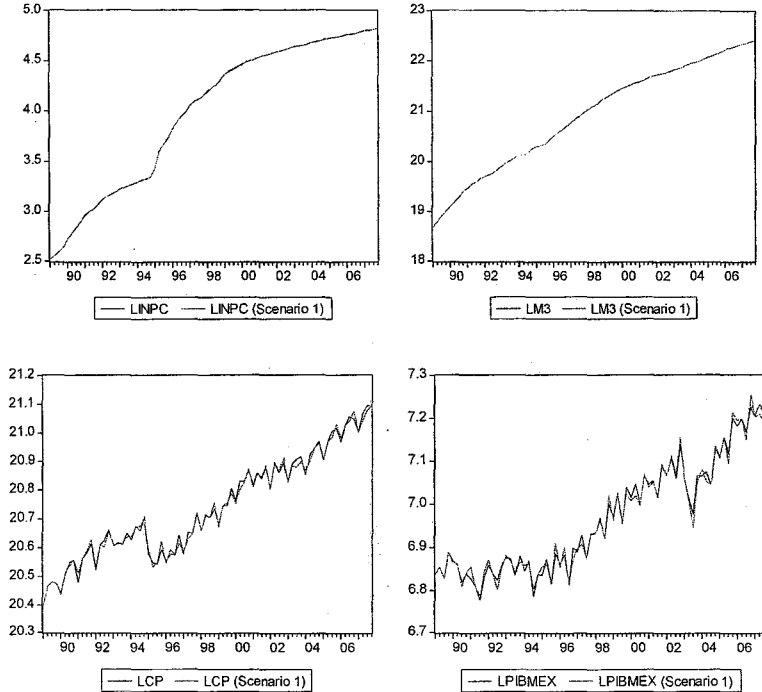
D(LINPC) = 0.3730459812 * D(LINPC(-1)) + 0.3228094904 * D(LINPC(-3)) + 0.1158619758
* D(LM3(-1)) - 0.1402040426 * MECLINPC(-1) + 0.06915676316 * D95Q1 + 0.1214925559
* D95Q2 + 0.04921186708 * D90Q1 - 0.01713669323 * D91Q2Q3 + 0.01968455526 *
D99Q1

D(LM3) = 0.359712038 * D(LM3(-1)) + 0.1999400155 * D(LM3(-2)) + 0.1853596698 *
D(LM3(-3)) + 0.2753068681 * D(LM3(-5)) - 0.1755159601 * D(LPIBMEX(-2)) +
0.1929664009 * D(LPIBMEX(-4)) - 0.1651938765 * D(LPIBMEX(-5)) + 0.02898893223 *
D(LCETES(-2)) + 0.02034453902 * D(LCETES(-4)) + 0.01229718609 * D(LCETES(-6)) -
0.02223698666 * MECLM3(-1) - 0.05072610348 * D94Q2 - 0.04321890251 * D92Q1 -
0.04517605745 * D95Q2 - 0.03729772005 * D91Q3 + 0.03446794874 * D94Q3 +
0.02276833722 * D93Q2 + 0.02679466759 * D04Q1

Simulación histórica

Gráfica 13

Escenario Inflación, Demanda de Dinero, Consumo privado, PIB México, 1989.1-2007.4



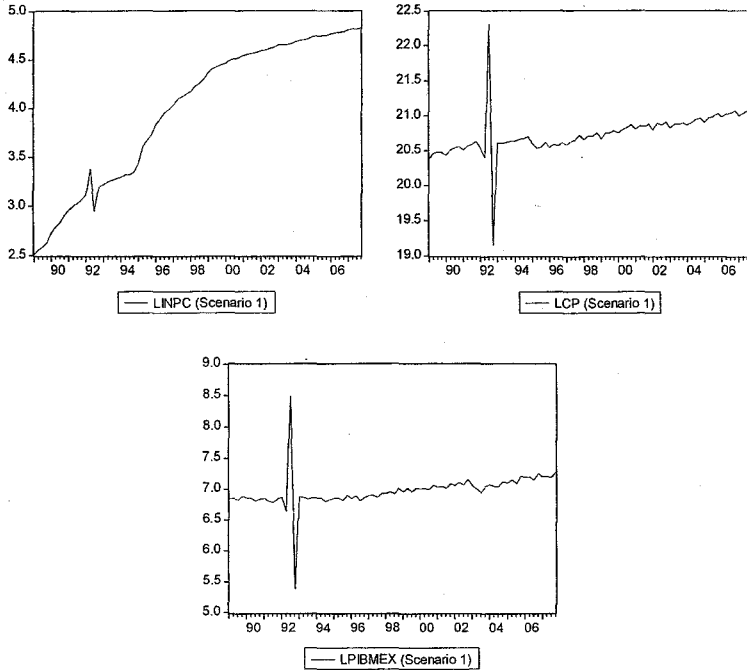
Análisis de sensibilidad

A continuación se evalúa el efecto de un aumento en la cantidad de dinero, ya que la variable M3 es importante por su incidencia sobre el consumo privado, que es la parte más significativa de la demanda agregada y por lo tanto del nivel de precios.

Se consideró un crecimiento del 10% en la masa monetaria para el primer trimestre del año de 1992, y a continuación se analizan los efectos sobre la inflación, el producto interno bruto y el consumo privado.

Partimos entonces del valor observado de M3 para 1992.1=19.69682, que con el choque aumentará a 21.666502 en ese mismo año.

Gráfica 14
Efecto generado por un incremento de 10% en la masa monetaria sobre Inflación,
Consumo Privado y PIB de México.



Los resultados demuestran claramente que en un primer momento el mecanismo de transmisión del choque debido a un aumento en LM3 afecta positivamente a todas las variables consideradas. La elevación de la cantidad de dinero tiene el efecto de bajar la tasa de interés, por lo que se estimula la inversión y el consumo, provocando un aumento de la demanda agregada y en la producción, por lo que, existe un aumento en el nivel de precios. Tal y como se demuestra en las gráficas.

Por otro lado, si la autoridades monetarias desean reducir la inflación, modifican la política monetaria con el fin de disminuir la cantidad de dinero, lo que va a provocar que exista en el largo plazo un aumento en la tasa de interés, de esta forma disminuye la inversión privada y el consumo privado, provocando una disminución en la demanda agregada y por lo tanto en el nivel de precios, como se observa gráficamente⁸.

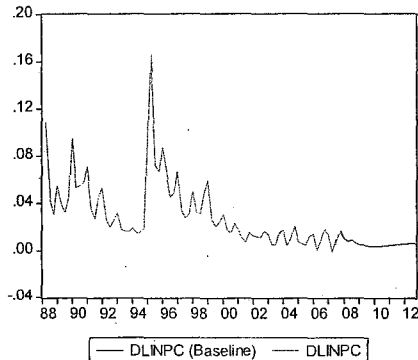
⁸ Gráficas de Estabilidad Dinámica del modelo, consultar anexo.

IV. PRONÓSTICO

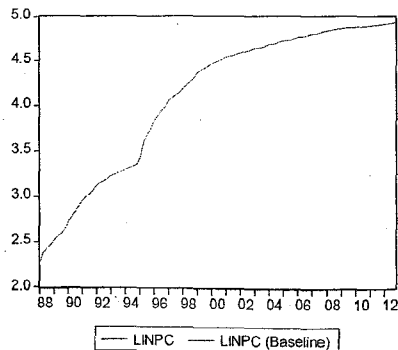
Hasta ahora se ha podido demostrar que tanto el agregado monetario M3 como la tasa de interés tienen una fuerte incidencia sobre la inflación. Mismas que se traducen sobre presiones inflacionarias. Además, el análisis de sensibilidad sobre el modelo de ecuaciones simultáneas nos permitió realizar una aproximación sobre la magnitud del impacto de un incremento en la demanda de dinero medida por el agregado monetario M3.

Para efectos de pronóstico, fue necesario ampliar hacia delante el periodo temporal de pronóstico deseado, del periodo 2007.1 al 2012. Para realizar el pronóstico se utilizaron las ecuaciones de largo y corto plazo. Como se observa en la gráfica, la inflación se mantiene estable durante esos periodos, pues no se observa ningún cambio significativo de la variable.

Gráfica 15
Pronóstico de la Inflación para el periodo de 2008.1 2012.4
Tasa de Crecimiento



Pronóstico de la Inflación para el periodo de 2008.1 2012.4
Niveles



CONCLUSIONES

Se estimó un modelo estructural de la Inflación para México dentro del período comprendido de 1989q1 a 2007q4, con un enfoque monetarista mediante el siguiente procedimiento:

Se realizó un análisis de las características estadísticas de cada variable:

- Inflación, Demanda de dinero y Consumo Privado.
- Un análisis de las formas funcionales para ambas ecuaciones.
- Análisis de resultados estadísticos.
- Utilización de conceptos de teoría económica.

Se modela la inflación en función de la demanda de dinero y del Tipo de cambio bajo un enfoque monetarista, se incluyó también una economía abierta y un comercio internacional con Estados Unidos. Se obtiene un modelo donde, la demanda de dinero, el tipo de cambio y el PIB USA son posibles fuentes de inflación. El modelo de demanda de dinero asume, la ausencia de ilusión monetaria y que no existe coincidencia entre los saldos realmente deseados y los efectivamente observados, básicamente debido a los costos de ajustar sus saldos, por lo que realizan un ajuste parcial, se modela en función del agregado monetario M3, de la tasa de interés a 28 días y del PIB de México, se demuestra que la demanda de dinero depende positivamente del PIB de México y negativamente de la tasa de interés, tal y como lo respalda la teoría económica. La función de consumo privado se modeló en función del PIB de México, de la tasa de interés, del agregado monetario de M3 y para propósitos individuales de este trabajo, se incluyó el INPC, y se constató que el consumo privado depende positivamente del PIB de México y del agregado monetario M3 y negativamente de la tasa de interés y del INPC.

Por lo tanto, se obtienen tres ecuaciones que cumplen con los supuestos de correcta especificación y con un buen ajuste histórico.

Para conocer la magnitud de la inflación y poder tomar medidas de política económica, se estimó una ecuación de equilibrio de largo plazo entre las variables definidas, para lo cual se probó la existencia de cointegración con la metodología de Engle-Granger y Johansen. Con la prueba de conintegración se pretende demostrar que hay al menos una relación de equilibrio estable de largo plazo entre las variables seleccionadas y, con ello, eliminar la posibilidad de proponer una relación espuria.

Se gráfico y reporto los estadísticos de cada una de las series de tiempo involucradas, inflación, demanda de dinero y consumo privado. Las series muestran una clara tendencia en el tiempo, las pruebas de raíz unitaria reportan que todas son $I(1)$, por lo que, es justificable aplicar cointegración. Por otro lado, dado que la mediana y la media coinciden para cada unos

de los valores reportados de las variables, podemos decir que nos existen problemas de sesgo, por lo tanto la distribución de los datos es en su mayoría leptokúrtica.

Una vez reportados y analizados los estadísticos básicos de las series de tiempo, se estima la ecuación estática por MCO, en este caso, se utilizó la ecuación estimada de largo plazo para cada una de las funciones: inflación, demanda de dinero y consumo privado, ya que cada una de ellas cumple con los supuestos de correcta especificación, los parámetros son estadísticamente significativos y los signos coinciden con lo propuesto por la teoría económica. Por lo tanto, se obtuvo tres regresiones de cointegración para cada uno de los métodos.

Después, se verificó que los residuos generados por cada una de las regresiones de cointegración siguieran un proceso estacionario. Para ello, se utilizó las pruebas Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Philips-Perron (PP) y Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) a un nivel de significancia del 95%. Se obtuvo que los residuos de cada una de las regresiones de cointegración son estacionarios.

Por lo que se procede a generar el mecanismo de corrección de error a partir de las ecuaciones de cointegración. Para ello, se especificó un VAR ad hoc en diferencia que contuviera los residuos generados en la regresión de cointegración con rezago, se agregaron variables dummy que ayudaron a captar periodos u observaciones atípicas. Finalmente se obtuvo, tres ecuaciones de corrección de error que pasaron todas las pruebas de correcta especificación y se observa una excelente bondad de ajuste, observar gráficas.

Por lo tanto, mediante la evidencia empírica presentada en este artículo indica que existe una relación estable de largo plazo entre la inflación, la demanda de dinero y el consumo privado. En efecto, mediante el procedimiento de Engle-Granger, indica la presencia cuando menos de un vector de cointegración entre las variables. Por otro lado, mediante el procedimiento de Johansen se pudo constatar que para la inflación existen 2 vectores de cointegración, para la demanda de dinero existe un solo vector de cointegración y para el consumo privado existen 4 vectores de cointegración.

La prueba de desigualdad de Theil permitió evaluar el ajuste de ambos procedimientos para elegir cuál es el más adecuado, ver cuadro 15. La evidencia empírica demuestra que el método de Johansen es el que tiene una mayor capacidad de ajuste de las regresiones, tanto para los modelos de largo y corto plazo. Ya que se puede observar que para la ecuación de corrección de error el método de Engle-Granger tiene muy poca capacidad de ajuste, sobre todo para la ecuación de la demanda de dinero, pues se obtuvo que el valor del coeficiente de covarianza (UC) fue de 0.13, mientras que por el método de Johansen fue de 0.92.

Ahora se procede a estructurar el sistema completo con las ecuaciones que conforman el modelo:

- Identidad contable, la ecuación de inflación no es una identidad contable sino una ecuación de comportamiento, por lo tanto, se incluyó como identidad contable a la función del PIB.
- Se realizó la transformación de las variables, en el trabajo en cuestión se realizaron transformaciones logarítmicas.
- Se estimaron tres ecuaciones de comportamiento, para la Inflación, para la Demanda de Dinero y para el Consumo Privado.

La construcción del modelo de ecuaciones simultáneas a partir de las ecuaciones de comportamiento descritas permite capturar el complejo de relaciones entre variables utilizadas y muestra una buena capacidad para simular la evolución histórica de las series en el largo y corto plazo.

Por lo que, se obtiene un modelo con una buena estimación conjunta y una buena simulación histórica, como se observa en la gráfica 13, cuyos resultados demuestran que el sistema constituye un instrumento que sirve para validar o evaluar la capacidad de precisión del modelo, por lo que se procede a realizar el análisis de sensibilidad. Se aplicó un incremento del 10% sobre el agregado monetario M3, gráfica 14, efecto que demostró, que la demanda de dinero tiene incidencia significativa sobre el consumo privado y por lo tanto sobre la demanda agregada y el nivel de producción, cambios que finalmente afectan al nivel de precios.

Por lo tanto, entender cuáles son los factores que determinan la dinámica inflacionaria es un elemento muy importante en el diseño e instrumentación de la política económica en cualquier país.

Dado que el periodo de estudio considerado es de 1989.1-2007.4, el periodo pronosticado fue de 2008.1 a 2012.4. Para la realización del pronóstico se utilizaron las ecuaciones de largo y corto plazo, gráfica 15, y se obtuvo que no existirá un cambio significativo en el nivel de precios, pues se mantiene un crecimiento sostenido en el LINPC.

Finalmente, puedo concluir que, la dinámica inflacionaria en México tal y como lo afirman los monetaristas, se ve afectada por lo demanda de dinero ya que existe una relación positiva y significativa entre las dos, y para poder controlar la inflación es necesario articular una política monetaria de control de la cantidad de dinero.

BIBLIOGRAFIA SELECCIONADA

LIBROS

Loría, E. (2007). "Econometría con Aplicaciones". Pearson Educación, México.

Maddala G.S. (2001). "Introduction to Econometrics". 3ra. Ed. Prentice Hall.

Charemza, W. y D. Deadman. (1999). "New Directions in Econometric Practice. General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autorregression". 2a. ed. Edward Elgar, Reino Unido.

Samuelson, A. (1982). "Macroeconomics", 15a. Edición. McGraw-Hill, Inc. U.S.A.

Mankiw, N. (1870). "Macroeconomics", Worth Publishers, Inc.

Schmidt, S. (1970). "Econometrics", Edición. McGraw-Hill, Companies, Inc.

Gujarati, D. (1978). "Basic Econometrics", Edición. McGraw-Hill, Inc. U.S.A.

ARTICULOS

Loría, E. (2002). "La integración Monetaria Silenciosa de México. La evidencia empírica, 1980-2000", Investigación Económica. Núm. 240. Facultad de Economía UNAM.

Ramos, M. (2008). "Modelado y pronóstico del consumo de la economía Tamaritana, 1960.1-2010.4", primera versión.

Urbina, S. (2000). "Un modelo de inflación para la economía mexicana, 1994-2001", UAM Azcapotzalco.

Razo, R. y Esquivel, G. (2002). "Fuentes de la Inflación en México, 1989-2000: un análisis multicausal de corrección de errores", El colegio y Banco de México.

Arias, L. y Guerrero, V. (1988). "Un estudio Econométrico de la Inflación en México 1970-1987", Documento N. 65.

Melo, L. y Misas, M. (1997). "Modelos Estructurales de Inflación en Colombia: Estimación a través de Mínimos Cuadrados Flexibles", Banco de la República. Sugerencia de estudios Económicos.

Aguilar R., Fernando; Abraham Vela (1996). "La demanda de dinero en México". Banco de México. Documento de Investigación No.9602.

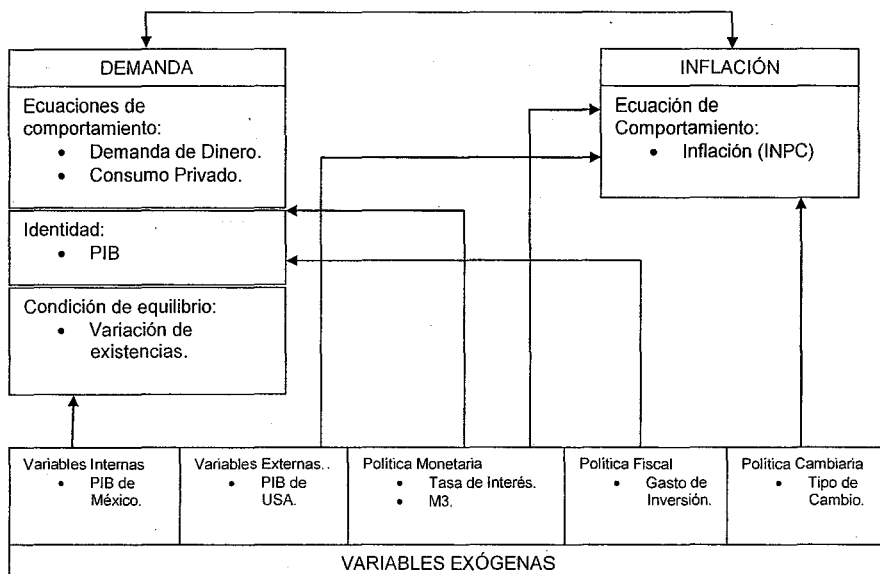
Wojciech. W; Charemza. D; Derek F. Deadman. (1995). "Speculative bubbles with stochastic explosive roots: The failure of unit root testing". Journal of Empirical Finance, Volúmen 2, pp. 153-163.

Catalán, Alonso H. (2000). "El tipo de cambio y la demanda de dinero en México, 1980-1998. Un análisis de co integración", Momento Económico, núm.108.

Mejía, Reyes P. y Ramírez Hernández J. (2005) "Oferta y Demanda agregadas en México: tendencia, cambio estructural y cointegración", El colegio Mexiquense, A.C.

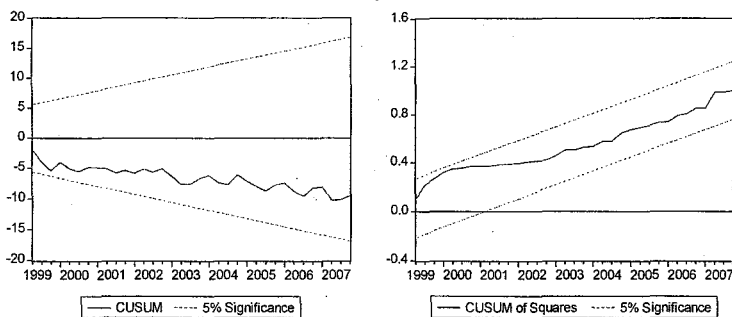
ANEXO

Modelo de Inflación para México, 1989.1-2007.4 Diagrama de flujo estático

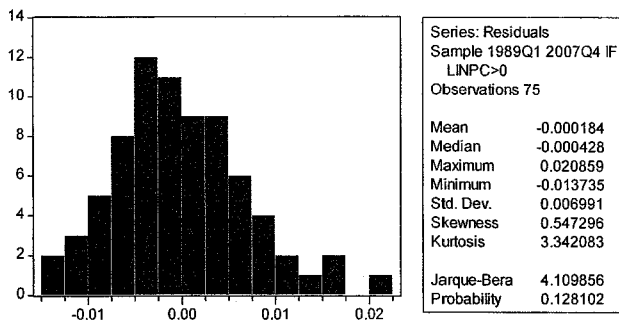


Gráfica A.1. Pruebas de Cambio Estructural y Normalidad.

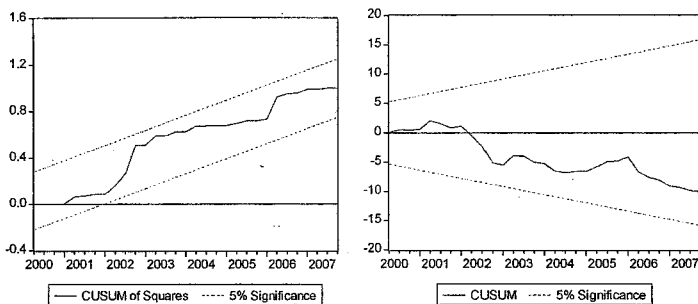
Ecuación de corto plazo para Inflación



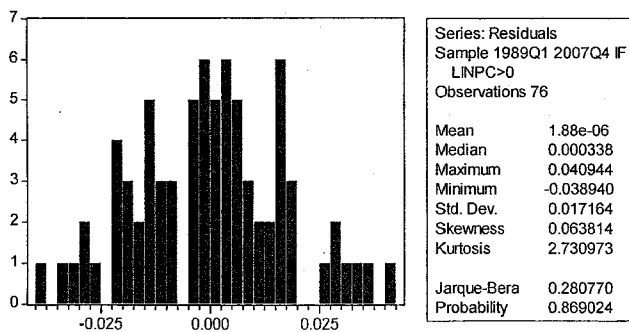
Normalidad Inflación. Corto Plazo



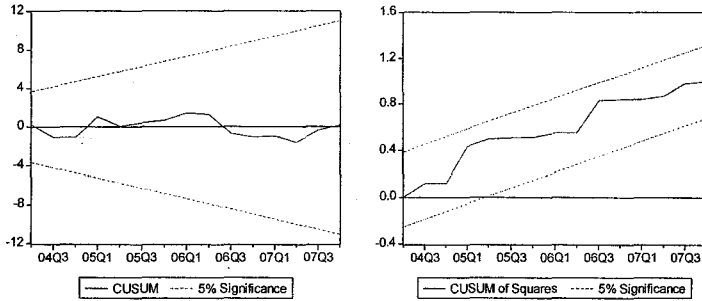
Ecuación de largo plazo para Inflación



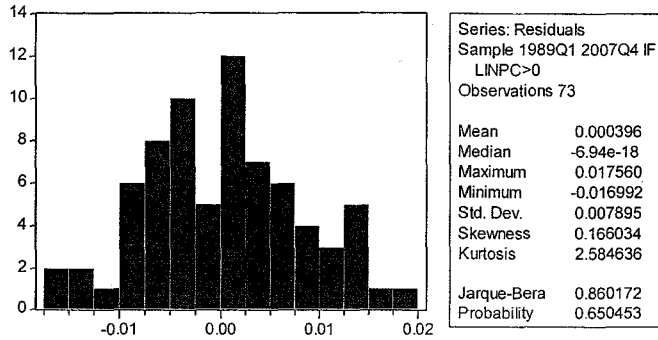
Normalidad Inflación. Largo Plazo



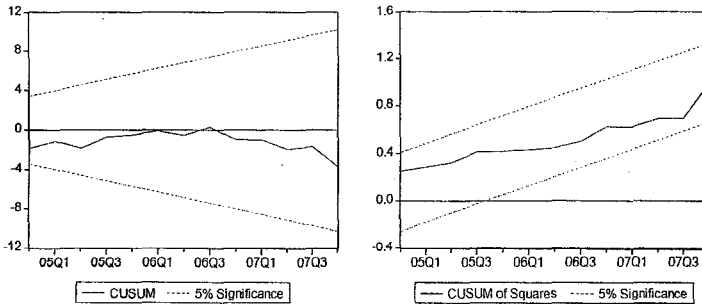
Ecuación de corto plazo para Demanda de Dinero



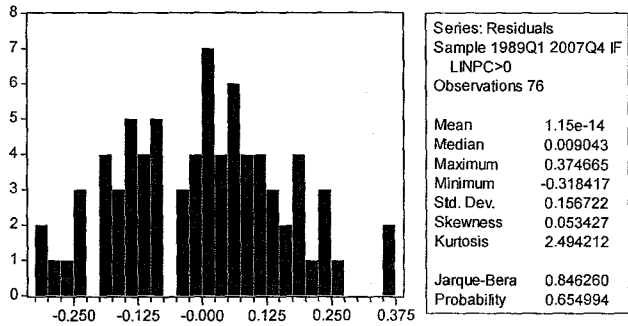
Normalidad Demanda de Dinero. Corto Plazo.



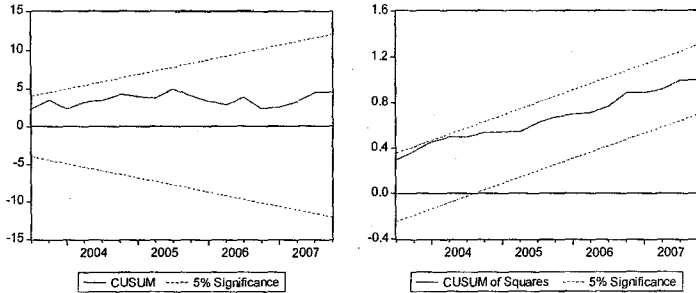
Ecuación de largo plazo para Demanda de Dinero



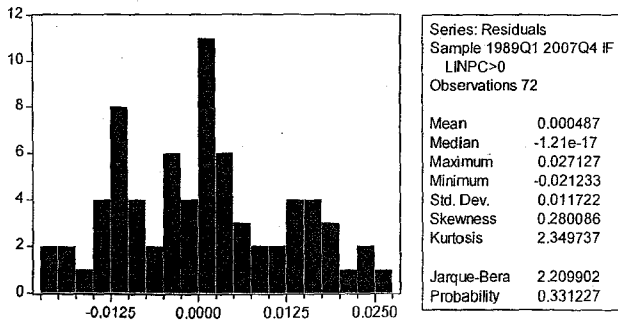
**Normalidad Demanda de Dinero.
Largo Plazo.**



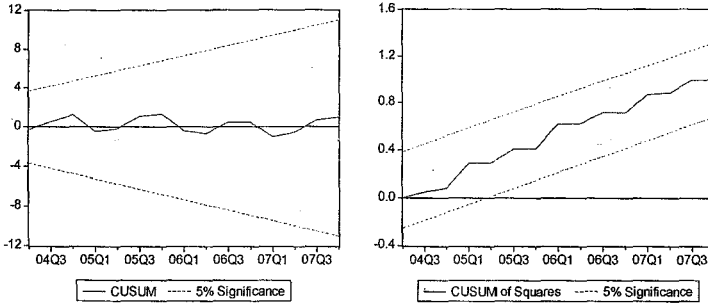
Ecuación de corto plazo para Consumo Privado



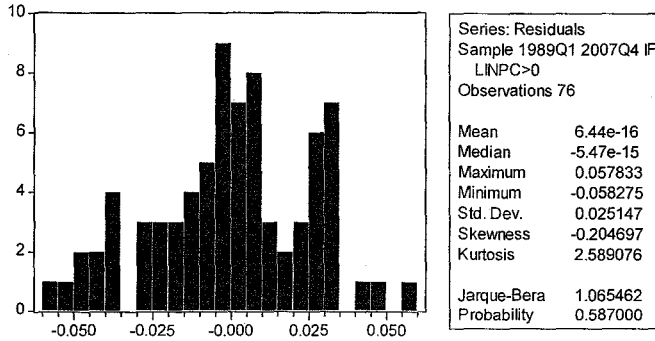
**Normalidad Consumo Privado
Corto Plazo.**



Ecuación de largo plazo para Consumo Privado

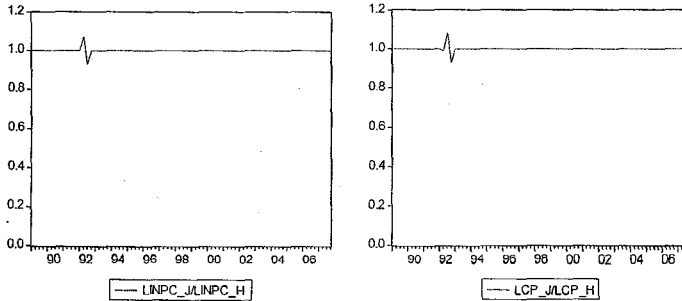


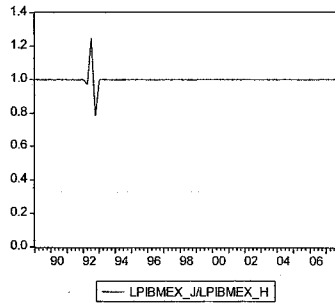
**Normalidad Consumo Privado.
Largo Plazo.**



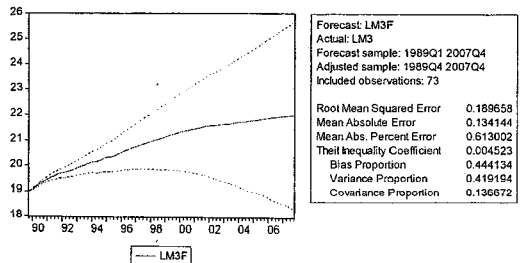
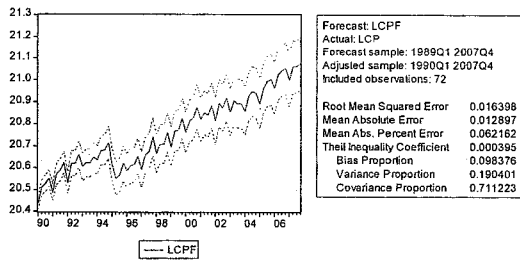
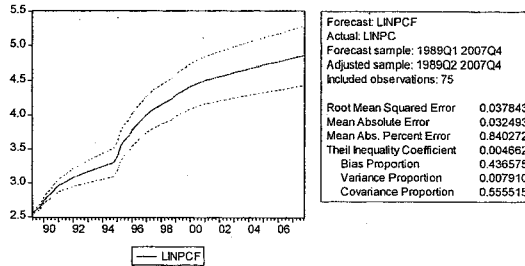
Gráfica A.2

Estabilidad dinámica del modelo ante un aumento de 10% en la masa monetaria sobre la Inflación, el Consumo Privado y el PIB de México.

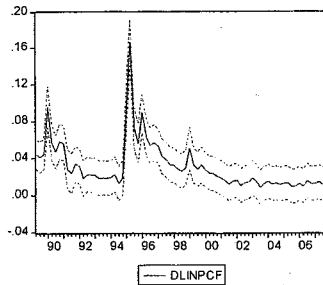




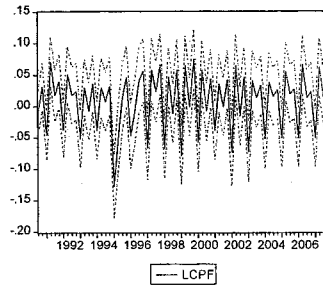
Gráfica A.3
Coefficiente de Theil de largo plazo por el Método de Engel-Granger



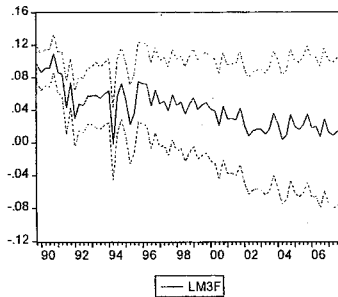
Gráfica A.4
Coefficiente de Theil de corto plazo por el Método de Engel-Granger



Forecast: DLINPCF	
Actual: DLINPC	
Forecast sample: 1989Q1 2007Q4	
Adjusted sample: 1989Q2 2007Q4	
Included observations: 75	
Root Mean Squared Error	0.007260
Mean Absolute Error	0.005687
Mean Abs. Percent Error	153.4580
Theil Inequality Coefficient	0.089107
Bias Proportion	0.003435
Variance Proportion	0.046566
Covariance Proportion	0.949999

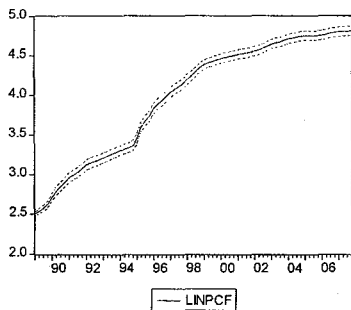


Forecast: LCPF	
Actual: D(LCP)	
Forecast sample: 1989Q1 2007Q4	
Adjusted sample: 1990Q3 2007Q4	
Included observations: 70	
Root Mean Squared Error	0.018416
Mean Absolute Error	0.014182
Mean Abs. Percent Error	111.0539
Theil Inequality Coefficient	0.189889
Bias Proportion	0.000013
Variance Proportion	0.039133
Covariance Proportion	0.960854

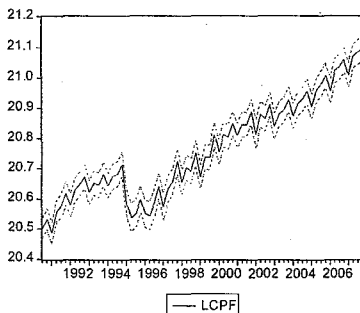


Forecast: LM3F	
Actual: D(LM3)	
Forecast sample: 1989Q1 2007Q4	
Adjusted sample: 1989Q4 2007Q4	
Included observations: 73	
Root Mean Squared Error	0.010963
Mean Absolute Error	0.008932
Mean Abs. Percent Error	22.61056
Theil Inequality Coefficient	0.106546
Bias Proportion	0.310766
Variance Proportion	0.024138
Covariance Proportion	0.665096

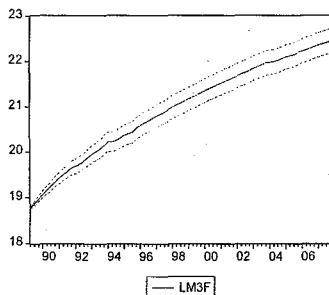
Gráfica A.5
Coefficiente de Theil de largo plazo por el Método de Johansen



Forecast: LINPCF	
Actual: LINPC	
Forecast sample: 1989Q1 2007Q4	
Included observations: 76	
Root Mean Squared Error	0.015678
Mean Absolute Error	0.012416
Mean Abs. Percent Error	0.303484
Theil Inequality Coefficient	0.001933
Bias Proportion	0.008150
Variance Proportion	0.051158
Covariance Proportion	0.940692

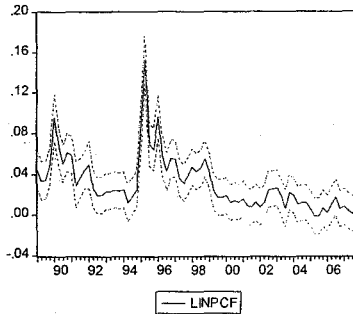


Forecast: LCPF	
Actual: LCP	
Forecast sample: 1989Q1 2007Q4	
Adjusted sample: 1990Q3 2007Q4	
Included observations: 70	
Root Mean Squared Error	0.017185
Mean Absolute Error	0.013559
Mean Abs. Percent Error	0.065380
Theil inequality Coefficient	0.000414
Bias Proportion	0.000000
Variance Proportion	0.035770
Covariance Proportion	0.964230

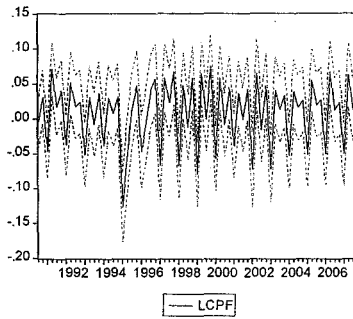


Forecast: LM3F	
Actual: LM3	
Forecast sample: 1989Q1 2007Q4	
Adjusted sample: 1989Q2 2007Q4	
Included observations: 75	
Root Mean Squared Error	0.053581
Mean Absolute Error	0.042976
Mean Abs. Percent Error	0.206531
Theil inequality Coefficient	0.001277
Bias Proportion	0.054273
Variance Proportion	0.020176
Covariance Proportion	0.925551

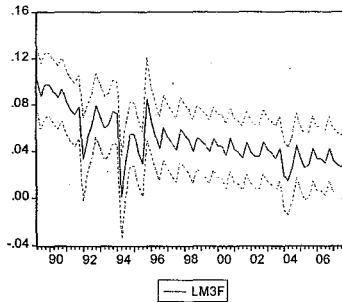
Gráfica A.6
Coefficiente de Theil del corto plazo por el Método de Johansen



Forecast: LINPCF	
Actual: D(LNPC)	
Forecast sample: 1989Q1 2007Q4	
Included observations: 76	
Root Mean Squared Error	0.007492
Mean Absolute Error	0.006310
Mean Abs. Percent Error	149.2272
Theil Inequality Coefficient	0.091483
Bias Proportion	0.000349
Variance Proportion	0.014524
Covariance Proportion	0.985127



Forecast: LCPF	
Actual: D(LCP)	
Forecast sample: 1989Q1 2007Q4	
Adjusted sample: 1990Q3 2007Q4	
Included observations: 70	
Root Mean Squared Error	0.018416
Mean Absolute Error	0.014182
Mean Abs. Percent Error	111.0539
Theil inequality Coefficient	0.189889
Bias Proportion	0.000013
Variance Proportion	0.039133
Covariance Proportion	0.960854



Forecast: LM3F	
Actual: D(LM3)	
Forecast sample: 1989Q1 2007Q4	
Adjusted sample: 1989Q2 2007Q4	
Included observations: 75	
Root Mean Squared Error	0.012621
Mean Absolute Error	0.010315
Mean Abs. Percent Error	31.54942
Theil inequality Coefficient	0.114104
Bias Proportion	0.000230
Variance Proportion	0.091926
Covariance Proportion	0.907844