

UNIVERSIDAD NACIONAL
AUTÓNOMA DE MÉXICO
FACULTAD DE ECONOMÍA



“UN ENFOQUE DE SERIES DE TIEMPO
PARA PROBAR CAMBIO EN PERSISTENCIA
DE LA INFLACIÓN EN MÉXICO”

T E S I S

QUE PARA OBTENER EL TITULO DE

LICENCIADO EN ECONOMIA

P R E S E N T A:

MARIO ALBERTO OLIVA MONTIEL

ASESOR: DR. ANTONIO E. NORIEGA MURO

MÉXICO, D.F.

2007



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.

Agradecimientos

Este trabajo representa el fin de una y el inicio de otra de las etapas que mantengo como propósito en el desarrollo de mi plano mental.

En cada una de estas etapas existe la importante contribución de algunas personas e instituciones a quienes nunca terminaré de agradecer y con quienes me gustaría compartir este logro:

En primer lugar, agradezco a la UNAM por darme la oportunidad de recibir una formación profesional integral y objetiva de la economía.

En especial agradezco al doctor Antonio Noriega por compartir conmigo su vasto conocimiento, por su paciencia y dedicación al presente trabajo.

Al mismo tiempo, agradezco a mis sinodales: el doctor Eduardo Loría, el maestro Miguel Ángel Mendoza, la maestra Alejandra Patiño y el licenciado Sergio Castillo, por sus excelentes y sabios comentarios.

A mis abuelos por mostrarme el sendero espiritual en la vida.

A mi madre por su amor, cariño y comprensión.

A mi padre, por su gran apoyo moral e intelectual, pero sobre todo por instruirme en el quinto principio.

También agradezco a mi hermano por acompañarme en los grandes retos con inquietud e inteligencia.

A mis amigos del Banco de México por su gran calidez humana y por compartir conmigo su extraordinario e invaluable conocimiento de la economía.

Así mismo, agradezco a mis amigos de la UNAM por su amena y grata compañía que hicieron de aquellos momentos, instantes inolvidables.

Índice

1	Introducción.....	3
2	Aspectos Teóricos de la persistencia de la inflación.....	6
3	Reseña sobre la evolución reciente de la inflación y la política monetaria.....	10
4.	Metodología econométrica.....	19
4.1	Marco Conceptual.....	19
	Proceso estocástico	
	Proceso estocástico estacionario	
	Proceso estocástico no estacionario	
	Proceso estocástico de raíz unitaria	
	Integración de los procesos estocásticos	
4.2	Los datos.....	25
4.3	Las pruebas.....	27
4.3.1	Prueba de raíz unitaria.....	28
	Ng y Perron (2001)	
	Perron y Qu (2007)	
4.3.2	Prueba de Cambio en Persistencia.....	33
	Harvey Leybourne y Taylor (2006)	
5	Resultados empíricos.....	39
6	Conclusiones.....	47
7	Bibliografía.....	50

8 Apéndices.....	56
1 Programas en Gauss:.....	56
Para realizar la prueba de Perron y Qu (2007)	
2 Programas en Matlab:.....	62
Para calcular los estadísticos de Harvey, Leybourne y Taylor no modificados	
Para calcular los estadísticos de Harvey, Leybourne y Taylor modificados	
Para calcular los estadísticos de Harvey, Leybourne y Taylor modificados con Jmin	
3 Datos de inflación e inflación subyacente.....	78

1 *Introducción*

En el presente trabajo se realiza un análisis de las propiedades de series de tiempo que caracterizaron el comportamiento inflacionario en México entre 1995 y 2006.

Se mantiene la hipótesis de que —en combinación con factores estructurales de la economía— el marco de ejecución de la política monetaria ha permitido transformar el proceso generador de datos de la inflación; lo anterior ha llevado a que la inflación pase de tener un proceso no estacionario o persistente a un proceso estacionario o no persistente de tal forma que, en la actualidad, los choques inflacionarios sólo tienen efectos transitorios.

En tal sentido, la literatura¹ señala tres posibles elementos causantes de la persistencia: 1) la fuerte correlación serial proveniente de choques estructurales de la economía; 2) un poderoso mecanismo de propagación inherente a características específicas de la economía que convierten choques exógenos no correlacionados en persistentes ; y, 3) la conducción de la política monetaria.

Así, la persistencia en la inflación se origina en la combinación de los tres factores antes citados; sin embargo, el tercer elemento constituye un factor de gran importancia para comprender el cambio en la persistencia de la inflación a través del tiempo.

Para el caso de México, es claramente visible un cambio en la conducción de la política monetaria a mediados de la década de 1990 que —combinado con factores como la inexistencia de dominancia fiscal, la disminución en la indexación de precios, un régimen de tipo de cambio flexible y otros factores estructurales— ha permitido consolidar un proceso de desinflación exitoso.

¹Benati (2002).

En lo que respecta específicamente a la conducción de la política monetaria, es preciso señalar que, desde el inicio del proceso de desinflación, la autoridad monetaria estuvo preocupada por adoptar gradualmente un marco convergente con el régimen de objetivos de inflación. Ello implicó, por parte del Banco central, la adopción de una función de pérdidas en la que las desviaciones de la inflación observada con respecto a su nivel objetivo, deben mantener un peso positivo.

Esto presiona a la autoridad monetaria para mantener la inflación cerca del nivel objetivo, y esta presión debe originar un comportamiento de reversión a la media en lo que respecta a la inflación observada; en general, se trata de llevar a la inflación a comportarse de forma estacionaria.

Es preciso reconocer que no en todos los casos sucede esta reversión a la media; esto se debe esencialmente a diversos mecanismos estructurales de la economía que no lo permiten. Sin embargo, la adopción de un marco de objetivos de inflación debería, en general, conducir a un comportamiento estacionario de la inflación observada.

El tema de la persistencia en la inflación y la posibilidad de la existencia de un cambio de ésta —reconociendo la existencia de dos procesos generadores de datos, conectados en un punto en el tiempo— ha llamado la atención de muchos investigadores alrededor del mundo. La evidencia empírica parece ser diversa, ya que mientras algunos estudiosos encuentran no estabilidad en la persistencia de la inflación y sugieren que en los últimos años ha habido una significativa reducción de la inflación tanto en nivel como en persistencia², otros presentan evidencia de que no ha habido cambio en la persistencia de la inflación³.

²Cogley y Sargent (2001), Benati (2002), Levin y Piger (2003), Harvey, *et al.* (2006), entre otros.

³O'Reilly y Whelan (2004), Gadea y Mayoral (2006) y Pivetta y Reis (2006).

No obstante, la mayoría de estos estudios se han realizado para países industrializados, con excepción de unos cuantos trabajos que estudian la persistencia en países menos industrializados⁴.

El objetivo general del presente trabajo es determinar si la inflación en México registró un cambio significativo en su comportamiento de largo plazo, que se refleje en una disminución en su grado de persistencia, mediante el uso de herramientas econométricas.

Los objetivos particulares son: 1) analizar empíricamente la probabilidad de un cambio significativo en el grado de persistencia de la inflación en México; y, 2) de observarse ese cambio, determinar la fecha de ocurrencia.

La investigación se organiza de la siguiente manera: en la siguiente sección se presentan los aspectos teóricos de la persistencia de la inflación; en la tercera se hace una reseña sobre la evolución reciente de la inflación y la política monetaria; en la cuarta se expone la metodología econométrica, y en la quinta parte se reportan los resultados empíricos encontrados. Finalmente, la sexta parte presenta algunas conclusiones.

⁴Borio *et al.* (2003) y Capistrán y Ramos-Francia (2006).

2 Aspectos teóricos de la persistencia de la inflación

La persistencia es esencialmente una propiedad estadística de las series de tiempo, y está relacionada con el efecto que tienen sobre la propia serie los choques aleatorios que la afectan.

En este sentido, cuando una serie de tiempo es persistente, el impacto de los choques aleatorios se vuelve prolongado e incluso permanente; por otro lado, cuando la serie es no persistente, el impacto de los choques que la afectan es sólo transitorio.

De esta misma manera se comporta la inflación cuando presenta alta o baja persistencia. Así esta propiedad se convierte en una de las características clave para entender la dinámica de la inflación en el largo plazo.

El análisis de la persistencia de la inflación implica: 1) identificar sus orígenes económicos; 2) detectar si ha sido constante o ha cambiado en el tiempo; 3) identificar el influjo que tiene la política monetaria sobre ésta; y, 4) analizar el desempeño de las reglas de política monetaria bajo diferentes grados de persistencia.

De acuerdo con Benati (2002), la persistencia de la inflación resulta de la interacción de tres elementos: a) los choques estructurales que afectan a la economía, los cuales tienen efectos en el proceso generador de datos; b) ciertos aspectos de la estructura intrínseca del sistema económico; y, c) la conducción de la política monetaria que prevalece durante el periodo.

Sin embargo, otros autores sugieren que la persistencia de la inflación surge principalmente de la combinación de dos factores esenciales; por una parte,

las características estructurales de la economía y, por otra, el comportamiento histórico y presente de la manera específica de conducir la política monetaria⁵.

Así, la conducción de la política monetaria es un factor clave para entender el comportamiento de la persistencia de la inflación, ya que diferentes marcos de ejecución de política monetaria pueden tener diferentes efectos en las condiciones de persistencia de la inflación; por lo tanto, la adopción de diversos marcos de política monetaria pueden llevar a un cambio de la persistencia de la inflación a través del tiempo.

De acuerdo con Bordo y Schwartz (1999), la modificación en la conducción de la política monetaria posibilita cambios en la persistencia de la serie de inflación debido a la modificación de las expectativas de los agentes económicos, de tal manera que la inflación tenderá a ser poco persistente si los agentes esperan que la autoridad monetaria persiga una regla monetaria estable, mientras que la inflación tenderá a ser persistente, si los agentes esperan que las autoridades monetarias ejerzan una política inflacionista por un periodo considerable

Es así como la política monetaria influye sobre la persistencia de la inflación, lo cual implica que tendrá mayor control de la inflación efectiva cuanto mas fuerte sea la credibilidad de la política monetaria como ancla nominal en la formación de expectativas de los agentes privados.

Por otra parte, el desempeño de la política monetaria bajo diferentes grados de persistencia representa un punto de interés en la agenda de investigación internacional. En principio, es necesario determinar qué nivel de persistencia es originado por causas estructurales de la economía y qué nivel obedece a causas de ejecución de la política monetaria.

⁵ véanse Sargent (1999) y Erceg y Levin (2001).

Algunos estudios recientes⁶ han señalado la amenaza de que los “policymakers” traten de explotar un ilusorio “trade-off” entre producto e inflación con consecuencias eventualmente catastróficas.

Lo anterior se refiere a que, al tratar de probar la hipótesis de Friedman de la Tasa Natural —estimando curvas de Phillips y probando si la suma de los coeficientes sobre la inflación rezagada es igual a 1, como lo proponen originalmente Solow y Tobin— existe el riesgo de sacar conclusiones erróneas, toda vez que esta prueba es correcta sí y solo sí la inflación es persistente, es decir tiene una raíz unitaria.

Esto sugiere que, cuando la persistencia de la inflación pasa de ser significativa a ser no significativa, la prueba de Solow y Tobin ya no es útil como referencia de ejecución de política monetaria, pues se corre el riesgo de que se concluya la existencia de un “trade-off” viable entre la inflación y el desempleo cuando en realidad éste no existe, y suponerlo puede conducir a aplicar una política monetaria incorrecta.

El análisis específico de cada uno de los cuatro factores principales en la persistencia de la inflación es un ejercicio teórico interesante. Sin embargo, el presente trabajo parte del aserto de que la persistencia de la inflación es originada tanto por la manera de conducir la política monetaria como por la existencia de diversos factores estructurales de la economía que favorecen su existencia, y que, en consecuencia, el marco en el cual se ejecute la política monetaria tiene un fuerte poder para modificar la persistencia de la inflación.

De esta manera, únicamente se comprobará si en verdad se modificó la persistencia de la inflación en los últimos años y se detectará la fecha de cambio.

⁶Sargent (1999).

Para ello, es necesario partir del análisis del comportamiento de la política monetaria y su relación con las demás políticas económicas durante el periodo de estudio, lo cual se realiza en el siguiente capítulo.

3 Reseña sobre la evolución reciente de la inflación y la política monetaria

Durante los últimos años, el Banco de México ha llevado a cabo un importante esfuerzo por reorientar la política económica a fin de alcanzar niveles de inflación convergentes con los de nuestros principales socios comerciales. En este sentido, los cambios más recientes e importantes se encuentran después de la crisis de 1995. A partir de ese año, se hizo un considerable esfuerzo por redefinir el objetivo de la política monetaria para utilizarla como un verdadero instrumento de anclaje nominal de la economía. El primer paso fue modificar el régimen de tipo de cambio, que pasó de un régimen predeterminado a un régimen de tipo de cambio flexible en diciembre de 1994.

La modificación en el régimen cambiario permitió al Banco central un uso más eficiente de los instrumentos de política monetaria, ya que bajo el anterior régimen se forzaba a la política monetaria a enfocarse en el mantenimiento del tipo de cambio en niveles inferiores al techo de la banda preestablecida. Entonces, la política monetaria se restringía a cumplir dicho objetivo mediante la creación de condiciones monetarias que evitaran la sustitución indefinida de reservas por crédito interno del Banco central. De esta manera, toda vez que el nivel del tipo de cambio fuese sostenible, el nivel general de precios tendía a comportarse de manera ordenada, con la condición que la moneda extranjera de referencia permaneciera relativamente estable.

Una vez establecido el régimen cambiario de flotación, quedaron liberados los instrumentos de política monetaria, ya que el Banco de México no tuvo la obligación de intervenir en el mercado de divisas, y de esta forma adquirió el control sobre la base monetaria al no verse obligado a inyectar o sustraer liquidez

mediante intervenciones en el mercado de cambios.

Este control de la base monetaria se dio bajo el manejo discrecional del crédito interno neto del Banco de México, por lo cual el crédito interno neto pasó a formar parte preponderante en la formulación de su política monetaria. Aunado al comportamiento del crédito externo del Banco central, el crédito interno neto pasó a formar el ancla nominal de la economía, en el sentido de que le permite el control de la base monetaria, lo cual posibilita la influencia sobre la tasa de interés y sobre la trayectoria del nivel general de precios.

A partir de 1995, el Banco de México se empeñó en el control de la inflación; sin embargo, la prioridad para ese año fue hacer frente a los efectos de la devaluación del peso, los bajos niveles de reservas, la creciente movilidad de los flujos de capital y el debilitamiento de las instituciones de crédito, todo ello generado por la crisis. Ello hizo necesario coordinar la política monetaria con la política fiscal a fin de combatir esta circunstancia, pero siempre cuidándose de no caer en un ambiente de dominancia fiscal que impidiera la efectividad de la política monetaria⁷.

Para lograr lo anterior, la política fiscal se orientó hacia el incremento del ahorro público, mediante el aumento de los impuestos y los precios de los bienes y servicios públicos, así como la contracción del gasto público; por su parte, la política monetaria también se enfocó hacia la restauración ordenada de los mercados financieros y a reducir la volatilidad del tipo de cambio, todo ello mediante límites al crédito interno neto, como se mencionó anteriormente.

Para ese mismo año, el Banco de México decidió adoptar un nuevo encaje llamado de promedio cero, mediante el cual los saldos deudores que hubieran aparecido al cierre de cada jornada en las cuentas corrientes de las instituciones

⁷Ramos-Francia M. y A. Torres (2005).

de crédito tendrían que ser compensados, dentro de plazos mensuales medidos dos veces al mes, con la constitución en otros días de saldos acreedores en esas mismas cuentas de por lo menos igual monto; su incumplimiento por algún banco lo hacía acreedor a una pena económica.

El establecimiento de un límite al crédito interno neto y la adopción del nuevo esquema de encaje legal permitieron al Banco de México pasar de una política monetaria que determinaba directamente la tasa de interés a otra orientada al cumplimiento de objetivos monetarios, que provoca variaciones en la tasa de interés.

Estas acciones de política económica permitieron, en primera instancia, la estabilización de la economía y la restauración de los mercados financieros, lo cual comenzó a dar más libertad a la política monetaria para llevar a cabo el control estricto de la inflación. En este sentido, en 1996 se comenzó a fijar el objetivo de inflación, estableciéndolo en 20.5%. En todo momento se continuó con la política monetaria prescrita, se fijaron objetivos respecto al crecimiento de la base monetaria, se determinaron límites trimestrales al crecimiento del crédito interno neto, y se estableció un objetivo no negativo para la acumulación de reservas internacionales.

Así mismo, en un esfuerzo serio por determinar una política de información clara sobre las acciones de política monetaria, se comenzó a publicar, al principio de cada año, una proyección de la base monetaria principalmente como referencia a las expectativas de inflación. Además, se implementó el “corto”⁸ como un instrumento complementario a las reglas de operación para influir en la evolución de la base monetaria; este mecanismo se basa en el régimen de saldos acumulados, y permite al Banco de México enviar señales a los agentes

⁸Ver Banco de México (1996), para una mayor descripción.

participantes en los mercados financieros sin determinar con ello niveles de tasas de interés o tipo de cambio.

Este régimen establece periodos de cómputo de 28 días naturales, al término de los cuales a cada banco le conviene que la suma de los saldos diarios de su cuenta corriente en el Banco central⁹ resulte cero, toda vez que si dicha suma es negativa, el banco en cuestión debe pagar una tasa elevada por el importe respectivo, (aproximadamente dos veces la tasa de CETES a 28 días); mientras que si el saldo resulta positivo, el banco perderá el rendimiento que pudo haber obtenido invirtiendo dichos recursos.

Bajo este régimen, el Banco de México interviene en el mercado de dinero a través de subastas de crédito o de depósito y de compra o venta de títulos gubernamentales, ya sea en directo o mediante reportos. Esto le permite al Banco central fijar objetivos del saldo acumulado de saldos diarios totales de las cuentas corrientes de la banca. De esta manera un objetivo de saldo acumulado de saldos diarios totales igual a cero indica la intención del Banco central de satisfacer a tasas de interés de mercado la demanda de billetes y monedas sin que algún banco tenga al final del periodo saldo positivo o negativo, lo que indica una política monetaria neutral.

Por otra parte, la existencia del “corto” se da cuando el Banco central mantiene un objetivo negativo de saldo acumulado de saldos diarios totales; ello señala la intención de la autoridad monetaria de no proporcionar a la banca los recursos suficientes a tasas de interés de mercado y obliga a una o varias instituciones de crédito a obtener parte de los recursos requeridos a través de

⁹La suma de los saldos diarios al final de los 28 días de cómputo se define como el saldo acumulado de los saldos diarios, y éste es la suma de los saldos positivos y negativos registrados en la cuenta corriente de cada institución bancaria en el Banco central al cierre de cada día natural incluidos los días inhábiles.

un saldo negativo (sobregiro) en sus cuentas corrientes, lo que provoca un incremento en las tasas de interés y que los bancos busquen obtener esos recursos en el mercado de dinero con el fin de no pagar altas tasas de interés; ello indica una política monetaria restrictiva.

Aun con todo esto, para 1996 no se cumplió el objetivo de inflación anual, ya que al final del año ésta fue de 27.7%, superior en 7.2% a la prevista, debido principalmente a los efectos de la fuerte depreciación del peso a finales de 1995, influida por los incrementos de los precios agrícolas, la presencia de una mala temporada climática y por ajustes en los precios y tarifas públicas. Una vez disipados estos choques negativos y gracias a una prudente aplicación de la política monetaria, para 1997 se estuvo cerca de cumplir con el objetivo de inflación de 15%, toda vez que al final del año la inflación fue de 15.7%.

Esta tendencia decreciente de la inflación desde abril de 1995 se vio interrumpida en 1998 debido principalmente a choques provenientes del exterior que provocaron la depreciación del peso para ese año, lo cual se combinó con el aumento de los salarios y los precios de frutas, legumbres, bienes y servicios. De esta manera, el objetivo de inflación de 12% no se pudo cumplir, dado que la inflación anual se ubicó en 18.61% al final de 1998.

En consecuencia, el Banco central tuvo que aplicar activamente una política restrictiva basada en los instrumentos antes mencionados. Así mismo, tuvo que fortalecer nuevamente sus instrumentos de política monetaria, para lo cual a finales de agosto se anunció la obligación de que las sociedades de crédito constituyeran conjuntamente, a partir del 2 de septiembre de 1998, depósitos en el Banco central a plazo indefinido a razón de 1,250 millones de pesos por día hábil, hasta alcanzar un monto de 25,000 millones de pesos.

Para 1999, gracias a la prudente y eficaz aplicación de política monetaria

por parte del Banco central, se retomó la tendencia descendente de la inflación, y por primera vez se cumplió la meta de inflación, al situarse ésta en 12.32% al final del año, lo que representa 0.68% menos que el objetivo de 13%. Para este año, se continuó reforzando el poder de la política monetaria como ancla nominal de la economía: se establecieron límites trimestrales a las variaciones del crédito interno neto y se comenzó a construir el índice de inflación subyacente, como otro indicador confiable del ritmo de la inflación. Además, con el objetivo de reforzar la capacidad de influir en las tasas de interés de corto plazo, en el mes de febrero, la junta de gobierno del Banco de México decidió requerir nuevamente a las instituciones de crédito que constituyeran, a partir del día 15 del mismo mes, depósitos en el propio Banco central a plazo indefinido y a razón de 5,000 millones de pesos por día hábil hasta alcanzar un monto total de 25,000 millones de pesos. También para este mismo año, se fijó por primera vez la meta de mediano plazo para el abatimiento de la inflación, la cual consistía en hacerla converger con la de los principales socios comerciales para finales de 2003.

En 2000 se siguió con la tendencia descendente de la inflación, ya que se volvió a conseguir que la inflación efectiva (8.96%) se colocara por debajo del objetivo (10%) por un amplio margen. Por su parte, la política monetaria continuó la misma trayectoria; es decir, se siguió con la regla básica de operación, que consistió en: 1) no generar ni sobrantes ni faltantes en el mercado de dinero; 2) la facultad del Banco de México para modificar la postura de la política monetaria ante cualquier eventualidad que pusiera en riesgo el cumplimiento de los objetivos de inflación; y, 3) la política activa de comunicación con los agentes económicos por parte del Banco central. Además se incorporaron dos nuevos elementos: a) la publicación de la trayectoria diaria estimada de la demanda de base monetaria, y b) la fijación de límites trimestrales a la variación del crédito

interno neto y la no desacumulación de activos netos.

Debido a que el sistema de metas inflacionarias y, en general, la política monetaria ejecutada por el Banco de México habían dado buenos resultados en términos del descenso en los niveles de inflación, para 2001 se decidió adoptar definitiva y completamente el esquema de objetivos de inflación, el cual consiste básicamente en lo siguiente:

- a) El reconocimiento de la estabilidad de precios como el objetivo fundamental.
- b) El establecimiento y anuncio de metas de inflación de corto y mediano plazos.
- c) La consolidación de una autoridad monetaria autónoma.
- d) La aplicación de la política monetaria en un marco de transparencia.
- e) El análisis permanente de todas las fuentes potenciales de presiones inflacionarias.
- f) El uso de mediciones alternativas de la inflación, como la “inflación subyacente”¹⁰.

Además de adoptar definitivamente este esquema, con el propósito de que el Banco central mantuviera una posición acreedora de liquidez frente al sistema bancario, el 22 de junio de 2001 se convocó a las instituciones de crédito del país que lo desearan a constituir depósitos en el Banco central a un plazo de tres años. La constitución de dichos depósitos permitió que la política monetaria conservara su efectividad para influir sobre la evolución de las tasas de interés de corto plazo. Además, se siguió manteniendo el objetivo de inflación de 3% para 2003.

¹⁰Ver Banco de México (2000), para una descripción de la metodología de su construcción.

En 2001 la eficiente aplicación de la política monetaria permitió de nuevo alcanzar el objetivo de inflación de 6.5%, toda vez que la inflación al final del año fue de 4.40%.

Para 2002, por primera vez después de tres años no se logró cumplir con el objetivo de inflación de 4.5%, al colocarse ésta al final del año en 5.7%; la diferencia se atribuyó al alza de los precios administrados y concertados, y a los precios de productos agropecuarios debido a una mala temporada agrícola.

Pese a que no se logró el objetivo de inflación, se continuó con una activa aplicación de política monetaria, más aun, se fijó el objetivo de inflación de largo plazo en términos del Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC) y nuevamente se fijó la meta de inflación para 2003 en 3%, anexándosele un intervalo de variabilidad de $\pm 1\%$ alrededor del objetivo. Finalmente, se anunció la presentación en fechas predeterminadas de las decisiones de política monetaria acompañadas de boletines de prensa a partir de enero de 2003, reservándose la autoridad monetaria el derecho de modificar la postura de política monetaria en fechas distintas a las preestablecidas en caso de presentarse eventos extraordinarios que hicieran necesaria su intervención.

En 2003, gracias a una prudente aplicación de la política monetaria y cambiaria, se cumplieron los objetivos de inflación tanto de mediano como de corto plazo y se consolidó la tendencia descendente de la inflación sostenida desde 1995, la cual llegó al nivel de 3.98%. A partir de ese momento, el principal reto del Banco central fue consolidar la estabilidad de precios, de tal manera que se eliminaran las sorpresas inflacionarias, lo cual permitiría proteger el patrimonio de empresas y familias, y generaría mayor certidumbre para emprender planes y proyectos de largo plazo favoreciendo el ahorro y la inversión.

Para los años subsecuentes a 2003, mantener estable el nivel de inflación

alrededor del 3% +/-1% fue la gran prioridad del Banco central. Para 2004, el crecimiento de las economías asiáticas, principalmente la china, presionó la demanda de energéticos, metales y otras materias primas, y afectó la cotización de dichos bienes en los mercados internacionales; ello impactó directamente a la inflación interna, que se colocó en 5% al final del año. Sin embargo, la correcta aplicación de los instrumentos de política monetaria y la posterior disipación de dicho efecto externo permitieron que, para 2005 y 2006 la inflación se situara cerca de los niveles preestablecidos.

Lo anterior indicaría que nos encontramos en vías de cumplir el objetivo de largo plazo propuesto por el Banco central en 2002, el cual hace referencia a la estabilidad de la inflación alrededor del nivel objetivo de mediano plazo.

En un principio, si por medio de la prueba de cambio en persistencia se concluye que la inflación ha pasado a ser estacionaria, se habrá dado el primer paso en el cumplimiento de este objetivo, dado que el nivel de inflación ya estará situándose consistentemente alrededor del nivel objetivo.

En el siguiente capítulo se presenta la metodología de las pruebas de cambio en persistencia y de raíz unitaria que serán utilizadas para corroborar que la inflación ha pasado a ser estacionaria.

4 *Metodología econométrica*

Antes de describir la metodología econométrica, en este apartado, se señalarán algunos elementos conceptuales importantes.

4.1 *Marco conceptual*

Proceso estocástico: De acuerdo con Maddala (1992) y Maddala y Kim (2003), un proceso estocástico (serie de tiempo) es una secuencia de variables aleatorias ordenadas en el tiempo, en la que cada observación está asociada con un instante específico.

Los procesos estocásticos pueden ser continuos $Y(t)$ o bien discretos¹¹ (equidistantes) Y_t .

Para su análisis econométrico, estos procesos tradicionalmente son descompuestos en tres factores primordiales: tendencia, estacionalidad y componente cíclico; por lo que cualquier serie de tiempo puede ser representada de la siguiente manera:

$$Y_t = T_t + S_t + C_t \tag{1}$$

¹¹Los datos macroeconómicos generalmente presentan un proceso estocástico discreto.

Donde:

T_t = Tendencia

S_t = Estacionalidad

C_t = Componente cíclico

La tendencia es definida como el patrón de movimiento general a largo plazo, y puede ser determinista o estocástica. La estacionalidad refleja las fluctuaciones periódicas que ocurren de manera regular dentro de periodos cortos de tiempo. El componente cíclico son las oscilaciones o movimientos ascendentes repetidos en cuatro fases: cúspide, contracción, valle y expansión.

Además de los tres componentes antes mencionados existe un componente que es puramente aleatorio.

En lo que respecta a la distribución probabilística los procesos estocásticos están caracterizados por su primero y segundo momentos, que a su vez son funciones del tiempo:

$$\begin{array}{ll} \textit{Media} & \mu_t = E(Y_t) \\ \textit{Varianza} & \sigma_t^2 = \textit{var}(Y_t) \\ \textit{Autocovarianza} & \gamma_{t_1, t_2} = \textit{cov}(Y_{t_1}, Y_{t_2}) \end{array} \quad (2)$$

Proceso estocástico estacionario: Para Maddala y Kim (2003), una serie es estrictamente estacionaria siempre que la distribución conjunta de Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n} sea la misma que la distribución conjunta de $Y_{t_1+\tau}, \dots, Y_{t_n+\tau}$ para todo t_1, \dots, t_n y τ , donde t expresa el tiempo y τ el valor del rezago.

En la práctica es difícil verificar el concepto de estacionariedad, dado que éste es definido en términos de la distribución conjunta de la función de distribución, por lo cual se prefiere el concepto de estacionariedad definido en términos de momentos.

De esta manera, un proceso estocástico $\{Y_t, t \in T\}$ es estacionario de orden λ si para cualquier subconjunto (t_1, t_2, \dots, t_n) de T y para cualquier τ los momentos son:

$$E(Y_{t_1}^{\lambda_1}, \dots, Y_{t_n}^{\lambda_n}) = E(Y_{t_1+\tau}^{\lambda_1}, \dots, Y_{t_n+\tau}^{\lambda_n}) \quad (3)$$

Donde $\lambda_1 + \dots + \lambda_n \leq \lambda$. $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n$ y λ , pueden ser números enteros positivos, por lo que cuando $\lambda = 1$ y por tanto $\lambda_1 = 1$:

$$E(Y_t) = E(Y_{t+\tau}) = \mu \quad (\text{constante}) \quad (4)$$

De esta forma, el proceso $\{Y_t\}$ es estacionario de primer orden cuando $\lambda = 2$. Donde los posibles casos son: $(\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 0)$, $(\lambda_1 = 2, \lambda_2 = 0)$ y $(\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 1)$. Esto lleva a que el proceso $\{Y_t\}$ tenga los siguientes momentos:

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= E(Y_{t+\tau}) = \mu \quad (\text{constante}) \\ E(Y_t^2) &= E(Y_{t+\tau}^2) = \sigma^2 (\text{constante}) \\ cov(Y_{t_1}, Y_{t_2}) &= cov(Y_{t_1+\tau}, Y_{t_2+\tau}) = \gamma_{t_1, t_2} = \gamma_T \end{aligned} \quad (5)$$

Lo anterior, de acuerdo con Gujarati¹², se expresa de la siguiente manera: “En términos generales, se dice que un proceso estocástico es estacionario si su media y su varianza son constantes en el tiempo, y si el valor de la covarianza entre dos periodos de tiempo depende solamente de la distancia o rezago entre estos dos periodos de tiempo y no del tiempo en el cual se calculado la covarianza”.

Así cualquier serie de tiempo que sea estacionaria regresará a su media (reversión media) y las fluctuaciones alrededor de esta media (varianza) tendrán una amplitud constante.

Para que una serie sea estrictamente estacionaria, todos los momentos de su distribución probabilística deben permanecer constantes en el tiempo, pero si un proceso estacionario es normal, el proceso estocástico débilmente estacionario (media y varianza constante) también es estrictamente estacionario.

Proceso estocástico no estacionario: En términos de lo mencionado con anterioridad, una serie no estacionaria es aquella que presenta una media y una varianza que se modifican con el transcurso del tiempo.

Un modelo que ejemplifica muy bien un proceso no estacionario es el denominado modelo de caminata aleatoria, el cual tiene dos variantes: a) caminata aleatoria sin variaciones (sin intercepto), y b) caminata aleatoria con variaciones (con intercepto).

El primero es expresado de la siguiente manera:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \tag{6}$$

¹²Gujarati (2003) pp. 772-773.

Donde:

Y_t es el valor de Y en el tiempo t

Y_{t-1} es el valor de Y en el tiempo $(t - 1)$

u_t es un choque aleatorio, el cual generalmente se supone que es de ruido blanco con media 0 y varianza σ^2 .

Por su parte, el segundo modelo se expresa de la siguiente manera:

$$Y_t = \delta + Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

Donde:

δ es un parámetro de variación mediante el cual Y_t varía hacia arriba o hacia abajo dependiendo del signo de este parámetro.

Ambos modelos tienen la característica de que son expresados como un $AR(1)$.

En cuanto los momentos estadísticos de ambos modelos, éstos son los siguientes:

Para el modelo de caminata aleatoria sin variaciones:

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= E\left(Y_0 + \sum_{i=1}^t u_i\right) = Y_0 \\ \text{var}(Y_t) &= t\sigma^2 \end{aligned} \quad (8)$$

Mientras que para el modelo de caminata aleatoria con variaciones:

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= Y_0 + t\delta \\ \text{var}(Y_t) &= t\sigma^2 \end{aligned} \tag{9}$$

Como se puede observar, cuando se tiene un modelo de caminata aleatoria sin variaciones, la media de éste es igual a su valor inicial, pero a medida que t se incrementa, su varianza también aumenta de forma indefinida. Cuando se tiene un modelo de caminata aleatoria con variaciones, tanto la media como la varianza incrementan con el tiempo, con lo cual ambos modelos violan las condiciones de estacionariedad (débil).

Proceso estocástico de raíz unitaria: Se dice que existe una raíz unitaria cuando en un modelo autorregresivo de primer orden como el siguiente:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \tag{10}$$

la ρ que indica el grado de autocorrelación es estadísticamente igual a 1. Si esto pasa, el modelo anterior se convierte en un modelo de caminata aleatoria sin variaciones

Lo anterior sugiere que cuando ρ es estadísticamente igual a 1 (presencia de raíz unitaria) la serie es no estacionaria, mientras que cuando la ρ es estadísticamente menor a 1, la serie es estacionaria.

Existen varias pruebas para detectar la presencia de raíz unitaria en una serie. En el presente trabajo sólo se utilizarán las pruebas de Ng y Perron (2001), por considerarse las más potentes. Su metodología se describirá en el apartado 4.3.

Integración de los procesos estocásticos: Como ya se había definido anteriormente, para lograr que un proceso estocástico no estacionario sea estacionario, es necesario diferenciarlo una o más veces.

El número de las diferencias necesarias para lograr que un proceso estocástico no estacionario (persistente) sea estacionario indica el orden de dicho proceso.

Así, cuando una serie de tiempo es estacionaria desde el principio, por lo cual no requiere ninguna diferenciación, se dice que está integrada de orden cero y se escribe $Y_t \sim I(0)$. Por otra parte, cuando una serie presenta un comportamiento similar al modelo de caminata aleatoria con o sin variaciones, y por lo tanto es necesario diferenciarla una vez para que ésta sea estacionaria, se dice que está integrada de orden uno ($Y_t \sim I(1)$).

4.2 Los datos

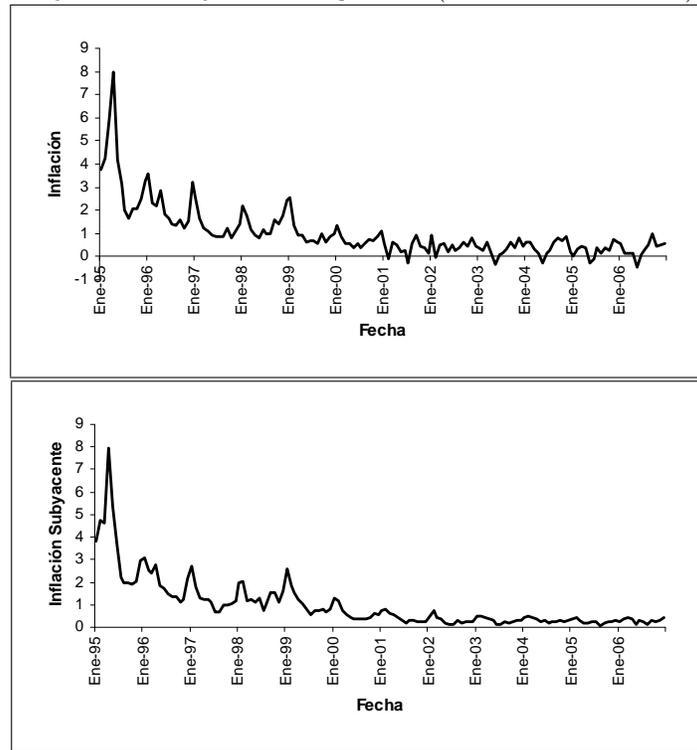
Para el presente análisis se eligió el periodo que comprende de enero de 1995 a diciembre de 2006. Este periodo se escogió debido principalmente a dos razones: la primera es estadística, ya que antes de este periodo la serie presenta un comportamiento diferente al del periodo elegido, pues se comporta de manera muy

inestable, de tal forma que no puede ser analizado con la misma metodología con la que se analiza el periodo elegido; la segunda razón es económica y hace referencia a que encontramos un cambio de trascendental importancia en la conducción de la política monetaria a principios de 1995 ya que, como se mencionó anteriormente, se modificó el régimen cambiario y esto reorientó por completo los objetivos de política monetaria. Este aspecto es el evaluado por el presente trabajo en términos del cumplimiento del objetivo de largo plazo propuesto por el Banco de México, referente a lograr un comportamiento estable de la inflación alrededor del nivel objetivo a partir de 2003.

Los datos que se utilizan son los de inflación e inflación subyacente mensuales, basados sobre el Índice Nacional de Precios al Consumidor (INPC). Éstos son presentados por el Banco de México y tienen una periodicidad mensual. Las gráficas de las series pueden ser vistas en la figura 1.

Figura 1

Inflacion e Inflacion subyacente (ene. 1995 - dic. 2006)



4.3 Las pruebas

Inicialmente se aplicaron a ambas series (inflación e inflación subyacente) las pruebas de Ng y Perron (2001) con la modificación de Perron y Qu (2007) para determinar sus propiedades de series de tiempo para la muestra completa; posteriormente, se les aplicó la prueba de cambio en persistencia de Harvey Leybourne y Taylor (2006). La metodología de estas pruebas se describe a continuación.

4.3.1 Pruebas de raíz unitaria

Ng Y Perron (2001): Estas pruebas se caracterizan por ser las que poseen mejor nivel y potencia entre los tests de raíz unitaria. Son las más adecuadas para probar la existencia de raíz unitaria en series que presentan un proceso cuyo componente “moving average” (*MA*) es fuerte y negativo. Las pruebas mantienen la hipótesis nula (H_0) de raíz unitaria contra la alternativa (H_1) de estacionariedad de segundo orden.

Las pruebas desarrolladas originalmente por Ng y Perron (2001) consisten en lo siguiente:

En principio, se debe identificar el comportamiento de la serie, y establecer si su modelo sólo contiene intercepto o también tendencia: $z_t = (1)'$ ó $z_t = (1, t)'$ en $y_t = z_t + e_t$, donde e_t es el vector de los errores estocásticos de la regresión.

Posteriormente, se realiza la eliminación de la tendencia tanto de y_t como de z_t utilizando mínimos cuadrados generalizados, por su abreviatura en inglés “*GLS* detrending” (GLS_{det}), desarrollado por Elliot, Rothenbergh y Stock (1996), en el cual se realiza una cuasi-diferencia de las variables de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}\bar{y}_t &= [y_1, (1 - aL)y_2, \dots, (1 - aL)y_T] \\ \bar{z}_t &= [z_1, (1 - aL)z_2, \dots, (1 - aL)z_T]\end{aligned}\tag{11}$$

Donde: $z_t = (1)'$ ó $z_t = (1, t)'$, según sea el caso, $\alpha = 1 + \frac{\bar{c}}{T}$, y T es el tamaño de la muestra.

Ng y Perron (2001) sugieren utilizar $\bar{c} = -7$ cuando $z_t = (1)'$ y $\bar{c} = -13.5$, cuando $z_t = (1, t)'$.

Una vez calculado \bar{y}_t y \bar{z}_t , se corre por mínimos cuadrados ordinarios la siguiente regresión:

$$\bar{y}_t = \delta \bar{z}_t + e_t \tag{12}$$

de la cual se obtienen los estimadores $\hat{\delta}(\bar{z})$.

Finalmente se calcula la serie con la eliminación de la tendencia por mínimos cuadrados generalizados (\hat{y}_t) de la siguiente manera:

$$\hat{y}_t = y_t - z_t' \hat{\delta}(\bar{z}) \tag{13}$$

Una vez que se tiene la serie sin tendencia, se aplica la modificación de los estadísticos de Z_α y Z_t sugeridos por Phillips y Perron (1988), así como del estadístico sugerido por Bhargava (1986). Para ello es necesario calcular el estimador espectral de frecuencia cero (f_0), para lo cual Ng y Perron (2001) recomiendan que éste sea calculado como un estimador de densidad espectral autorregresivo usando GLS_{det} .

Así, para estimar f_0 , primero se estima la siguiente regresión auxiliar por mínimos cuadrados ordinarios:

$$\Delta \hat{y}_t = \alpha \hat{y}_{-1} + \beta_1 \Delta \hat{y}_{t-1} + \dots + \beta_{\hat{p}} \Delta \hat{y}_{t-\hat{p}} + u \quad (14)$$

De (14) se estima la varianza ($\hat{\sigma}_u^2 = \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 / T$) y se calcula f_0 con los estimadores de las β' s de la siguiente forma:

$$f_0 = \hat{\sigma}_u^2 / (1 - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 - \dots - \hat{\beta}_{\hat{p}})^2 \quad (15)$$

El número de rezagos (\hat{p}) se elige mediante el criterio modificado de Akaike (*MAIC*) con GLS_{det} , el cual consiste en encontrar entre un rango de $k_{\text{min}} = 0$ a $k_{\text{max}} = \text{ent}(12(T/100)^{1/4})$ el número de rezagos (k) que minimiza la función:

$$MAIC(k) = \ln(\hat{\sigma}_k^2) + 2(\tau T(k) + (k)/(T - k_{\text{max}})) \quad (16)$$

Donde:

$$\tau T(k) = (\hat{\sigma}_k^2)^{-1} \alpha \sum_{t=k_{\text{max}}+1}^T \hat{y}_{t-1}^2$$

$$\hat{\sigma}_k^2 = (T - k_{\text{max}})^{-1} \sum_{t=k_{\text{max}}+1}^T \hat{u}_{tk}^2$$

En este caso (\hat{u}_k^2) se obtiene de una regresión auxiliar como (14), utilizando la serie obtenida por GLS_{det} (\hat{y}).

Finalmente, los estadísticos modificados de Z_α , Z_t y de Bhargava son los siguientes¹³:

¹³Para una descripción más detallada de estas pruebas, ver Ng y Perron (2001).

$$MZ_{\alpha}^{GLS} = (T^{-1}\hat{y}_T^2 - f_0 \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 \right))^{-1} \quad (17)$$

$$MSB^{GLS} = \left(T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1}^2 / f_0 \right)^{1/2} \quad (18)$$

$$MZ_t^{GLS} = MZ_{\alpha} * MSB \quad (19)$$

$$\begin{aligned} MP_T^{GLS} &= \frac{\left[\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1} - \bar{c} T^{-1} \hat{y}_T^2 \right]}{f_0} \quad \text{para } z_t = (1) \quad (20) \\ &= \frac{\left[\bar{c}^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{y}_{t-1} + (1 - \bar{c}) T^{-1} \hat{y}_T^2 \right]}{f_0} \quad \text{para } z_t = (1, t) \end{aligned}$$

Los valores críticos calculados por Ng y Perron (2001) para los estadísticos (17)-(20) se presentan en la tabla 1.

Tabla 1. Valores críticos				
Ng y Perron (2001) ¹⁴				
Percentil	MZ_{α}^{GLS}	MZ_t^{GLS}	MSB^{GLS}	MP_T^{GLS}
<i>caso I:</i>				
.01	-13.8	-2.58	.174	1.78
.05	-8.1	-1.98	.233	3.17
.10	-5.7	-1.62	.275	4.45
<i>caso II:</i>				
.01	-23.8	-3.42	.143	4.03
.05	-17.3	-2.91	.168	5.48
.10	-14.2	-2.62	.185	6.67

Ng y Perron (2001), pág 1524

Perron y Qu (2007): Con el fin de mejorar aun más las propiedades de muestra finita¹⁵ del test original de Ng y Perron (2001), Perron y Qu proponen una modificación a dicho test. La modificación es muy simple, y consiste en usar un híbrido de la prueba original. Es decir, se trata de calcular el número de rezagos (p) que se utilizarán en (14) mediante k que minimiza MAIC eliminando la tendencia utilizando mínimos cuadrados ordinarios, por su abreviatura en inglés “OLS detrending” (OLS_{det}), con lo cual se calcula (\hat{p}) en lugar de calcularlo con $GLS_{det}(\hat{p})$.

Para ello, se estima por mínimos cuadrados ordinarios la siguiente regresión:

$$y_t = z_t + e_t \tag{21}$$

¹⁴El caso I es cuando la serie original no incluye tendencia; el caso II sí incluye tendencia.

¹⁵Una descripción más detallada se encuentra en Perron y Qu (2007).

de la cual se obtienen los datos transformados por $OLS_{\text{det}}(\tilde{y}_t)$, definidos por: $\tilde{y}_t \equiv y_t - z_t' \tilde{\delta}(z)$.

Una vez estimado \tilde{y}_t , se calcula (16), pero ahora usando OLS_{det} , con lo cual se usa $\tilde{\sigma}_k^2$ en lugar de $\hat{\sigma}_k^2$ y \tilde{y}_t en lugar de \hat{y}_t , por lo que ahora:

$$\begin{aligned} \tau T(k) &= (\tilde{\sigma}_k^2)^{-1} \alpha \sum_{t=k_{\max}+1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \\ \tilde{\sigma}_k^2 &= (T - k_{\max})^{-1} \sum_{t=k_{\max}+1}^T \tilde{u}_{tk}^2 \end{aligned}$$

En este caso (\tilde{u}_k^2) se obtiene de una regresión auxiliar como (14), pero usando $OLS_{\text{det}}(\tilde{y})$ en lugar de $GLS_{\text{det}}(\hat{y})$.

Una vez calculado k con $OLS_{\text{det}}(\tilde{p})$, se estima (14), usando \tilde{p} en lugar de \hat{p} , pero manteniendo \hat{y} . Finalmente se calcula (15) y (17)-(20), sin modificación alguna¹⁶. Los valores críticos son los mismos que se presentaron en la tabla 1.

4.3.2 Prueba de cambio en persistencia

Harvey Leybourne y Taylor (2006): Este test fue desarrollado por Harvey Leybourne y Taylor (HLT) con la finalidad de probar la existencia de un cambio en el grado de persistencia de una serie de tiempo; para ello siguieron la metodología antes desarrollada por Kim (2000), Kim *et al.* (2002) y Buseti y Taylor (2004).

Para calcular los estadísticos de prueba propuestos por HLT, se parte del siguiente modelo:

¹⁶Para elaborar esta prueba, fue necesario programar en Gauss 5.0 la modificación al código original de Perron que se encuentra en: <http://people.bu.edu/perron/code.html>. El código con la modificación puede verse en el apéndice de esta tesis.

$$\begin{aligned}
y_t &= x_t' \beta + u_t \\
u_t &= \rho_t u_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T
\end{aligned} \tag{22}$$

donde y_t es la serie que quiere ser probada, en este caso la inflación (general y subyacente); el vector x_t , contendrá una constante o una constante y una tendencia lineal mientras que ε_t tendrá media cero, satisfaciendo lo establecido por Phillips y Perron (1988).

En nuestro caso, los datos de ambas series exhiben una tendencia negativa, por lo cual se adoptará el modelo (22) con $x_t' = (1, t)$, de tal manera que y_t se especificará como $y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$.

La hipótesis nula es que y_t es estacionaria, es decir: $Y_t \sim I(0)$, de tal forma que en el modelo (22) $\rho_t = \rho, |\rho| < 1, t = 1, \dots, T$. Esta hipótesis se denota como H_0 .

Para probar cambio en persistencia, HLT permiten dos diferentes hipótesis alternativas. La primera corresponde a un cambio de $I(0)$ a $I(1)$, y se denota por H_{01} ; mientras que la segunda corresponde a un cambio de $I(1)$ a $I(0)$, denotada por H_{10} . Estas hipótesis alternativas implican que ρ_t en (22), respectivamente sea:

$$\begin{aligned}
H_{01} &: \rho_t = \rho, |\rho| < 1 \text{ para } t \leq [\tau^* T] \text{ y } \rho_t = 1 - \bar{\alpha}/T, \text{ para } t > [\tau^* T] \\
H_{10} &: \rho_t = 1 - \bar{\alpha}/T \text{ para } t \leq [\tau^* T] \text{ y } \rho_t = \rho, |\rho| < 1 \text{ para } t > [\tau^* T]
\end{aligned} \tag{23}$$

Donde $\bar{\alpha} \geq 0$ permite la existencia de una raíz unitaria (o local a la unidad), y τ^* determina la proporción (desconocida) del tamaño de muestra donde ocurre

el cambio en persistencia. Se asume que τ^* pertenece al intervalo $\Lambda = [\tau_l, \tau_u] \in (0, 1)$, donde τ_l, τ_u son respectivamente el mínimo y máximo posible valor de τ^* .

Los estadísticos calculados bajo la metodología de HLT están basados en el siguiente cociente introducido por Kim (2000):

$$K_{[\tau T]} = \frac{(T - [\tau T])^{-2} \sum_{t=[\tau T]+1}^T \left(\sum_{i=[\tau T]+1}^t \hat{u}_{i,\tau} \right)^2}{[\tau T]^{-2} \sum_{t=1}^{[\tau T]} \left(\sum_{i=1}^t \hat{u}_{i,\tau} \right)^2} \quad (24)$$

donde $\hat{u}_{i,\tau}$ para el numerador son los residuales de aplicar mínimos cuadrados ordinarios al modelo (22) para $t = [\tau T] + 1, \dots, T$. Mientras que $\hat{u}_{i,\tau}$ para el denominador también son los residuales de aplicar mínimos cuadrados ordinarios al modelo (22), pero para $t = 1, \dots, [\tau T]$. (24) implica que bajo H_0 la suma en el numerador y en el denominador son iguales.

La forma de probar un cambio en persistencia de H_0 contra H_{01} es con la metodología de Kim (2000), Kim *et al.* (2002) y Buseti y Taylor (2004), mediante los siguientes tres estadísticos, todos en función de (24):

$$M(S) = T_*^{-1} \sum_{[t=\tau_l T]}^{[\tau_u T]} K_t \quad (25)$$

$$M(E) = \ln T_*^{-1} \sum_{[t=\tau_l T]}^{[\tau_u T]} \exp(0.5K_t) \quad (26)$$

$$M(X) = \max_{\tau \in \{[\tau_l T], \dots, [\tau_u T]\}} K_t \quad (27)$$

Donde $T_* \equiv [\tau_u T] - [\tau_l T] + 1$.

El “Mean Score Statistic” ($M(S)$) corresponde a Hansen (1991); el “Mean

Exponential Statistic” ($M(E)$) corresponde a Andrews y Ploberger (1994), y el “Maximum Statistic” ($M(X)$) corresponde a Andrew (1993).

La forma de probar H_0 contra H_{10} es mediante otros tres estadísticos propuestos por Buseti y Taylor (2004), los cuales están basados en el recíproco de K_t y son los siguientes:

$$M(S)^R = T_*^{-1} \sum_{[t=\tau_l T]}^{[\tau_u T]} K_t^{-1} \quad (28)$$

$$M(E)^R = \ln T_*^{-1} \sum_{[t=\tau_l T]}^{[\tau_u T]} \exp(0.5K_t^{-1}) \quad (29)$$

$$M(X)^R = \max_{\tau \in \{\tau_l T, \dots, \tau_u T\}} K_t^{-1} \quad (30)$$

Estos tres estadísticos son los análogos de (25) – (27) con K remplazada por K^{-1} . Los valores críticos de todos los estadísticos presentados arriba son presentados en HLT (2006).

En la tabla 2 únicamente se reproducen los valores críticos para (28)-(30), con $T=150$, donde $x'_t = (1, t)$; debido a que sólo es necesario utilizar esos tres estadísticos para probar la hipótesis central de nuestra investigación.

Tabla 2. Valores críticos				
HLT (2006) con tendencia lineal				
		MS^R	ME^R	MX^R
T=150	10%	2.37	1.53	6.73
	5%	2.92	1.99	8.40
	1%	4.23	3.42	12.46

Adaptada de HLT (2006) pág. 11

La forma de estimar el verdadero (desconocido) punto de cambio, en caso de que se concluya la existencia de cambio en persistencia, dependerá de la dirección del cambio. Si se concluye que la serie pasó de $I(0)$ a $I(1)$, éste se determinará por MX ; pero si la serie cambia de $I(1)$ a $I(0)$, estará determinado por MX^R .

Aparte de estos seis estadísticos, HLT proponen otros seis¹⁷ tanto para (25)-(27) como para (28)-(30); sin embargo, aquí sólo se presentarán los seis estadísticos propuestos por HLT para (28)-(30), debido a que para nuestro propósito no requerimos los demás.

Estos estadísticos consisten en una versión modificada de los presentados anteriormente, con la característica de que pueden ser usados con los mismos valores críticos, manteniendo la misma hipótesis nula y alternativa que los estadísticos no modificados.

La modificación para los estadísticos recíprocos es la siguiente:¹⁸

$$M(Z)_m^R = \exp(-bJ_{1,T})M(Z)^R \quad (31)$$

$$M(Z)_{m \min}^R = \exp(-bJ_{\min}^R)M(Z)^R \quad (32)$$

para $Z = S, E, X$. En los estadísticos (31)-(32), b es una constante finita elegida de la tabla 2 de HLT para cada uno de los estadísticos. Ésta permite modificar los estadísticos originales manteniendo sus propiedades y permitiendo utilizar los mismos valores críticos de la tabla 2 (para nuestro caso).

¹⁷El desarrollo detallado de estos estadísticos puede ser consultado en HLT (2006).

¹⁸Para calcular todos estos estadísticos fue necesario elaborar tres códigos en Matlab 7.1. Aunque aquí sólo se describen detalladamente las pruebas recíprocas (modificadas y no modificadas), los códigos de Matlab que se encuentran en el apéndice de esta tesis permiten calcular todos los estadísticos que proponen HLT (2006).

$J_{i,T}$ es T^{-1} multiplicado por el estadístico de Wald (W) para la hipótesis conjunta $\gamma_{k+1} = \dots = \gamma_9 = 0$ en la regresión:

$$yt = x'_t\beta + \sum_{i=k+1}^9 \gamma_i t^i + error \quad (33)$$

para $t = 1, \dots, T$. Para los tres estadísticos en (32), $J_{\min}^R = \min_{\tau \in \Lambda} J_{[\tau T], T}$ y $J_{[\tau T], T}$ es $T^{-1}W$ para probar $\gamma_{k+1} = \dots = \gamma_9 = 0$ en (33), para $t = [\tau T] + 1, \dots, T$.

5 *Resultados empíricos*

Los resultados de aplicar la prueba de raíz unitaria de Ng y Perron (2001) con su respectiva modificación planteada por Perron y Qu (2007) se reportan en la tabla 3. Los tests fueron realizados incluyendo constante y tendencia, y con un máximo de 13 rezagos para ambas series. El criterio modificado de Akaike eliminando la tendencia con mínimos cuadrados ordinarios ($MAIC_{ols-det}$) seleccionó 12 rezagos tanto para inflación como para inflación subyacente.

El resultado indica que para la muestra completa no es posible rechazar con ninguno de los cuatro estadísticos la hipótesis nula de raíz unitaria tanto en inflación como en inflación subyacente¹⁹.

Tabla 3. Pruebas de raíz unitaria (enero 1995 - diciembre 2006)				
	MZ_{α}	MZ_t	MSB	MPT
Inflación	-0.703	-0.416	0.592	71.26
Inflación subyacente	-0.815	-0.468	0.574	66.75

Las pruebas incluyen intercepto y tendencia lineal

$k = 12$ usando $kmax=13$ utilizando $MAIC_{OLS-det}$

Los cálculos se hicieron en Gauss 5.0

Este resultado provee dos probables conclusiones:

La primera sugiere que toda la muestra presenta características de un proceso no estacionario; ya que ninguna prueba permite el rechazo de la hipótesis nula de una raíz unitaria.

¹⁹Los valores críticos se encuentran en la tabla 1.

La segunda sugiere que la fuerte persistencia que se observa al inicio de ambas series (ver figura 1) puede estar dominando el resultado.

Para discriminar entre estas dos posibilidades, aplicamos las pruebas de cambio en persistencia de HLT (2006), las cuales fueron discutidas anteriormente.

Los resultados son presentados en la tabla 4

Tabla 4. Pruebas (HLT) de cambio en persistencia enero 1995 - diciembre 2006 ($T=144$)					
Inflación			Inflación subyacente		
MS^R	ME^R	MX^R	MS^R	ME^R	MX^R
MS_M^R	ME_M^R	MX_M^R	MS_M^R	ME_M^R	MX_M^R
$MS_{M_{\min}}^R$	$ME_{M_{\min}}^R$	$MX_{M_{\min}}^R$	$MS_{M_{\min}}^R$	$ME_{M_{\min}}^R$	$MX_{M_{\min}}^R$
52.9***	44.8***	97.1***	259.4***	330.6***	669.4***
51.0***	41.6***	91.9***	249.7***	305.5***	630.5***
35.2***	21.9***	55.5***	175.2***	165.6***	389.7***

*** indica rechazo de H_0 al 1% . Los cálculos se hicieron en Matlab 7.1.

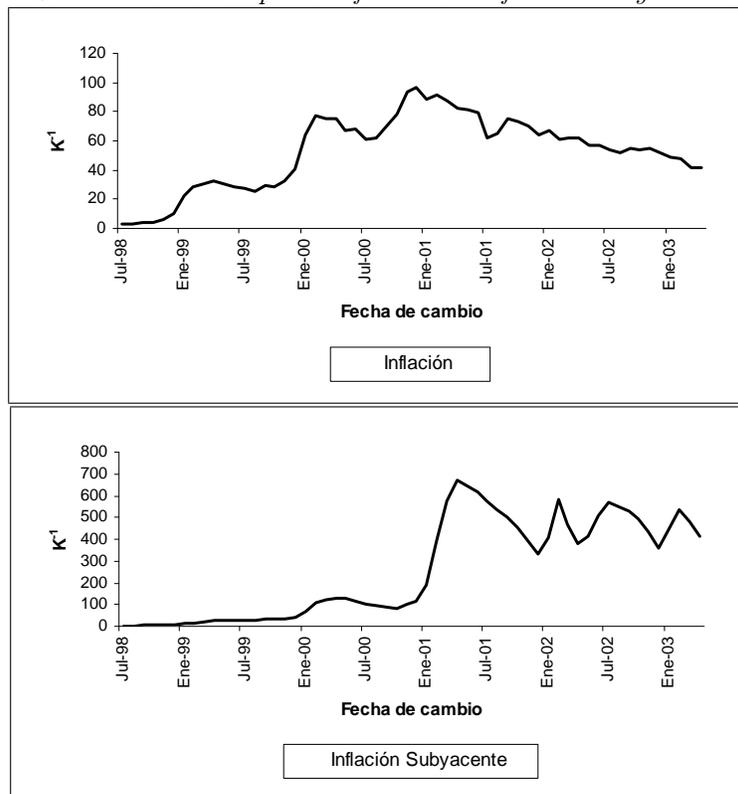
Los resultados de la tabla 4 indican un fuerte rechazo (al nivel de 1%) de la hipótesis nula de estacionariedad en la muestra completa a favor de la existencia de un cambio en persistencia de $I(1)$ a $I(0)$. Estos resultados sugieren una fuerte evidencia de cambio en persistencia, tanto para la inflación como para la inflación subyacente. La fecha de cambio con base en el estadístico MX^R es diciembre de 2000 para inflación, y abril de 2001 para inflación subyacente. A su vez, estas fechas de cambio son consistentes con lo encontrado por Capistrán y Ramos-Francia (2006).

En la figura 2, que muestra la secuencia $\{K_{\tau T}^{-1}, \tau \in [.3, .7]\}$, puede verse que para el caso de la inflación la fecha de cambio referente a diciembre de 2000,

de acuerdo con K^{-1} que determina a MX^R y que a su vez determina la fecha de cambio de $I(1)$ a $I(0)$, parece estar más bien en un intervalo de fines de 2000 a inicios de 2001; mientras que para la inflación subyacente la fecha de cambio es realmente puntual.

Figura 2

Secuencia de K^{-1} para Inflación e Inflación subyacente



Con el fin de verificar la robustez de los estimados de las fechas de cambio, se realiza la misma prueba de cambio en persistencia de HLT en forma recursiva, tanto para la inflación como para la inflación subyacente.

Los resultados se presentan en la tabla 5 para inflación, y en la tabla 6 para inflación subyacente.

Tabla 5. Resultados de la prueba recursiva de cambio en persistencia para <i>Inflación</i>					
muestra				detección del cambio	fecha de cambio
enero	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	diciembre 2000
febrero	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	diciembre 2000
marzo	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	diciembre 2000
abril	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	diciembre 2000
mayo	1995	-	diciembre 2006	sí ^b	diciembre 2000
junio	1995	-	diciembre 2006	sí ^b	diciembre 2000
julio	1995	-	diciembre 2006	sí ^b	diciembre 2000
agosto	1995	-	diciembre 2006	sí ^b	diciembre 2000
septiembre	1995	-	diciembre 2006	sí ^b	diciembre 2000
octubre	1995	-	diciembre 2006	sí ^b	diciembre 2000
noviembre	1995	-	diciembre 2006	sí ^b	febrero 2000
diciembre	1995	-	diciembre 2006	sí ^b	febrero 2000

^aindica que el cambio es detectado por todas las pruebas.

^bindica que el cambio es detectado por la prueba modificada y la no modificada.

Tabla 6. Resultados de la prueba recursiva de cambio en persistencia para <i>Inflación subyacente</i>					
muestra				detección del cambio	fecha de cambio
enero	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
febrero	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
marzo	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
abril	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
mayo	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
junio	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
julio	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
agosto	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
septiembre	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
octubre	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
noviembre	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001
diciembre	1995	-	diciembre 2006	sí ^a	abril 2001

^aindica que el cambio es detectado por todas las pruebas.

Estos resultados sugieren que las fechas de cambio estimadas son en gran medida robustas y que no dependen de la fecha de inicio de la serie al momento de aplicar la prueba HLT, por lo tanto es posible confiar en la fecha de cambio estimada para ambas series.

Finalmente, para comprobar que dentro de ambas series coexisten dos periodos con diferente orden de integración, se realizan pruebas de raíz unitaria bajo la metodología antes descrita. Las pruebas se aplican a cada submuestra separada por la fecha de cambio estimada para cada serie. Los resultados para cada serie aparecen en las tablas 7 y 8, respectivamente.

Tabla 7. Pruebas de raíz unitaria para las dos submuestras de <i>Inflación</i>				
Sub muestra	MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
enero 1995 - diciembre 2000 ^a	-1.06	-1.01	0.96	178.5
enero 2001 - diciembre 2006 ^b	-25.42*	3.56*	0.14*	0.97*

^a incluye constante y tendencia; k = 11 con kmax = 11 usando MAIC_{OLS-det}.

^b sólo incluye constante; k = 1 con kmax = 11 usando MAIC_{OLS-det}.

* indica rechazo de H_0 al 1%.

Tabla 8. Pruebas de raíz unitaria para las dos submuestras de <i>Inflación subyacente</i>				
Sub muestra	MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
enero 1995 - abril 2001 ^a	-2.59	-1.01	0.42	33.82
mayo 2001 - diciembre 2006 ^b	-18.78*	-3.05*	0.16*	1.34*

^a incluye constante y tendencia; k = 6 con kmax = 11 usando MAIC_{OLS-det}.

^b solo incluye constante; k = 0 con kmax = 11 usando MAIC_{OLS-det}.

* indica rechazo de H_0 al 1%.

Para el caso de la inflación, los resultados de la tabla 7 indican que no es posible rechazar la hipótesis nula de una raíz unitaria para la primera submuestra de la inflación, mientras que para la segunda sí se rechaza esta hipótesis a un nivel de significancia de 1%.

Por otra parte, los resultados de la tabla 8, referentes a la inflación subyacente, también indican el no rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria para la primera submuestra, mientras que para la segunda se rechaza la hipótesis nula, también a un nivel de significancia de 1%.

Lo anterior permite reafirmar y comprobar lo que ya se había encontrado con las pruebas anteriores.

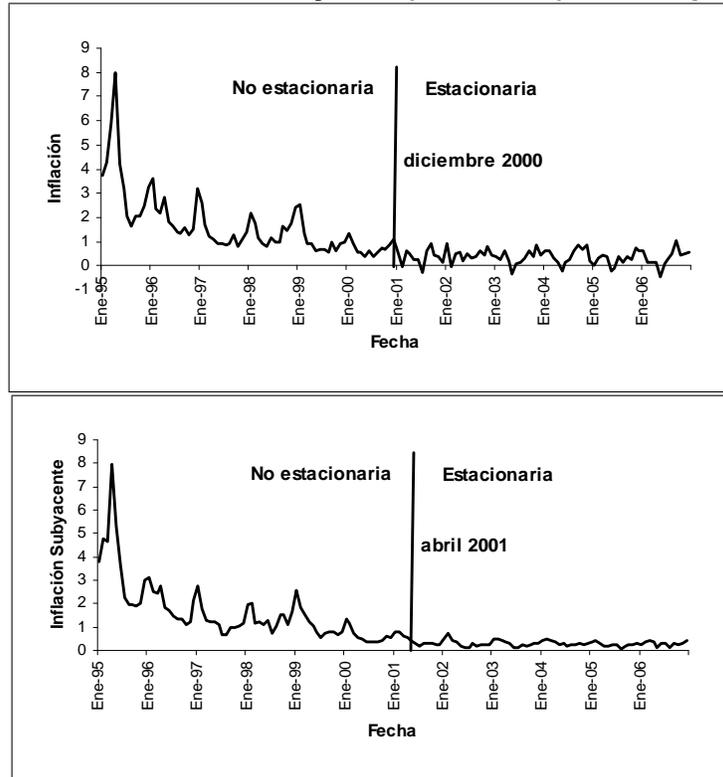
De esta forma, las pruebas de raíz unitaria aplicadas a cada submuestra de ambas series confirman lo concluido por la prueba HLT. Esto da certeza y robustez a los resultados encontrados y permite concluir que efectivamente tanto la inflación como la inflación subyacente experimentaron un cambio en su persistencia, ambas pasando de tener un comportamiento no estacionario a tener uno estacionario.

La fecha estimada de este cambio es diciembre de 2000 para inflación, y abril de 2001 para inflación subyacente.

Los resultados resumidos en cuanto a la fecha y dirección del cambio en ambas series se observan en la figura 3.

Figura 3

Fechas de cambio estimadas para Inflación e Inflación subyacente



6 *Conclusiones*

Las herramientas puramente estadísticas utilizadas en esta investigación sólo permiten de manera estricta concluir la existencia de un cambio en persistencia en la inflación en México, cuya fecha está situada entre finales de 2000 y principios de 2001. La dirección de este cambio ha permitido que tanto la inflación como la inflación subyacente actualmente mantengan un comportamiento estacionario.

Aunque bajo la metodología utilizada en el presente trabajo es difícil determinar cuáles son los factores que han influido en este cambio, parece razonable afirmar que gran parte de este resultado deriva del marco de política monetaria que fue adoptado en años recientes en México.

Lo anterior sugiere que el marco de “objetivos de inflación” instrumentado por el Banco de México en años anteriores, originó un cambio en el comportamiento de la inflación, bajo el cual parece haberse asegurado que los choques que puedan afectar a la inflación sólo tengan efectos temporales y, como consecuencia, después de finales de 2000 o inicios de 2001, la inflación ha tendido a fluctuar aleatoriamente alrededor de un valor un poco por encima del valor objetivo de inflación de largo plazo.

Es necesario destacar que, si bien se puede atribuir a la política monetaria alguna parte de este cambio, no hay que olvidar la existencia de diversos factores que también tienen injerencia en la obtención de dicho resultado, como son el tipo de cambio flexible, la baja indexación en los precios, la renegociación de la deuda pública y la no existencia de dominancia fiscal.

Los resultados encontrados en esta investigación sugieren una prudente aplicación de la política monetaria desde mitad de la década de 1990, la cual —como se dijo anteriormente— ha concluido con la adopción definitiva del “marco de objetivos de inflación” y por lo tanto de una función de pérdidas en la que, además de ponderar el producto y otros factores, las desviaciones de la inflación observada con respecto a su nivel objetivo mantienen un peso positivo.

Lo anterior ha presionado a la autoridad monetaria para mantener la inflación cerca del nivel objetivo. Esto, de acuerdo con las pruebas estadísticas realizadas en el presente documento, ha originado que tanto la inflación como la inflación subyacente aseguren, después de finales de 2000 o inicios de 2001, un comportamiento de reversión a la media, lo que a su vez les asegura un comportamiento estacionario.

Lograr que la inflación mantenga un comportamiento estacionario es de gran importancia, toda vez que dicho comportamiento permite asignar un mayor peso a la ponderación del producto dentro de la función de pérdidas del Banco central, ya que de alguna forma se asegura que los choques que puedan afectar a la inflación sólo tendrán efectos transitorios.

Por otra parte, una inflación estacionaria permite modificar las expectativas de los agentes económicos, pues permite proteger el patrimonio de empresas y familias, y crea un clima de confianza y certidumbre, lo cual incentiva la actividad productiva y la inversión de más largo plazo, asegurando un no deterioro del poder adquisitivo, mayor producción, generación de empleos y mayor bienestar social.

Por lo tanto, los resultados encontrados en la presente investigación son signo de un fuerte compromiso de la autoridad monetaria por lograr su objetivo

prioritario establecido por la Constitución Política de los Estados Unidos Mexicanos referente a mantener el poder adquisitivo de la moneda; sin embargo, es necesario desarrollar investigaciones posteriores relativas a la ejecución de una política monetaria óptima que deba seguirse en un marco de inflación estacionaria, de forma tal que dicha política asegure el actual comportamiento de la inflación al mismo tiempo que instaure las condiciones necesarias que permitan ponderar con mayor peso el incremento del producto manteniendo un equilibrio estable en la economía.

7 Bibliografía

Andrews, D.W.K (1993), "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica* 61, 821-856.

Andrews, D.W.K. y W. Ploberger (1994), "Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only Under the Alternative", *Econometrica* 62, 1383-1414.

Angeloni, I., G. Coenen y F. Smets (2003), "Persistence, the Transmission Mechanism and Robust Monetary Policy", Working Paper 250, European Central Bank.

Banco de Mexico (1996), Informe Anual. Banco de Mexico, Mexico.

_____ (1999), Informe Anual. Banco de Mexico, Mexico.

_____ (1999), Política Monetaria. Informe sobre el Primer Semestre de 1999. Banco de Mexico, Mexico.

_____ (2000), Informe sobre Inflación Enero-Marzo 2000. Banco de Mexico, Mexico.

_____ (2002), Informe sobre Inflación Abril-Junio 2002. Banco de Mexico, Mexico.

_____ (2006), Informe sobre Inflación Octubre-Diciembre 2005 y Programa Monetario para 2006. Banco de Mexico, Mexico.

Bhargava, A. (1986), "On the Theory of Testing for Unit Roots in Observed Time Series," *The Review of Economic Studies*, 53(3), 369-384.

Benati, L. (2002), "Investigating Inflation Persistence Across Monetary Regimes I: Empirical Evidence", Working Paper, Bank of England.

Bernanke, B. S., T. Laubach, F. S. Mishkin y A. S. Posen (1999), *Inflation Targeting*. Princeton University Press, New Jersey, USA.

Blanchard, O. J. y S. Fisher (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.

Bordo, M. D. y A. J. Schwartz (1999), *Monetary Policy Regimes and Economic Performance: The Historical Record*, John Taylor y Michael Woodford (eds.), North Holland Handbook of Macroeconomics, New York.

Borio, C., W. English y A. Filardo (2003), "A Tale of Two Perspectives: Old or New Challenges for Monetary Policy?", Bank for International Settlements Papers No. 19.

Bussetti, F. y A.M.R. Taylor (2004), "Tests of Stationary Against a Change in Persistence", *Journal of Econometrics* 123, 33-66.

Capistrán, C. y M. Ramos-Francia (2006), "Inflation Dynamics in Latin America", Working Paper 2006-11, Banco de Mexico.

Cecchetti, S. y G. Debelle (2005), "Has the Inflation Process Changed?", Bank for International Settlements Working Papers No. 185.

Clarida, R., J. Galí y M. Gertler (1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661-1707.

Coenen, G. (2007), "Inflation Persistence and Robust Monetary Policy Design", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, 111-140.

Cogley, T. y T.J. Sargent (2001), "Evolving Post-World War II Inflation Dynamics", *NBER Macroeconomics Annual*, 16.

Christiano, L., M Eichenbaum y G. Evans (2001), "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy", NBER Working Paper.

Chiquiar, D., A. Noriega y M. Ramos-Francia (2007), "A Time Series Approach to Test a Change in Inflation Persistence: The Mexican Experience" Working Paper 2007-01, Banco de Mexico.

Dittmar, R., W. Gavin y F. Kydland (2005), "Inflation Persistence and Flexible Prices", *International Economic Review* 46(1), 245-61.

Elliott, G., T. J. Rothenberg y J. H. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica* 64, 813-836.

Erceg, C. y A. Levin (2001), "Imperfect Credibility and Inflation Persistence", Finance and Economics Discussion Series

Fuhrer, J. (1995), "The Persistence of Inflation and the Costs of Disinflation", *New England Economic Review*, January-February, 3-16

Fuhrer, J. y G. Moore (1995), "Inflation Persistence", *Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 127-59.

Fuhrer, J. (2000), "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models", *American Economic Review* 90, 367-390

Gadea, M.D. y L. Mayoral (2006), "The Persistence of Inflation in OECD Countries: A Fractionally Integrated Approach", *International Journal of Central Banking*, March (4), 51-104.

Gujarati, D. N. (2004), *Econometria*, 4ta ed., Mc Graw Hill Interamericana, México.

Hansen, B.E. (1991), "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business and Economic Statistics* 10, 321-335.

Harvey, D.I., S.J. Leybourne y A.M.R. Taylor (2006), "Modified Tests for a Change in Persistence", *Journal of Econometrics*, 134, 441-469.

Hondroyannis, G. y S. Lazaretou (2004), "Inflation Persistence During Periods of Structural Change: An Assessment using Greek Data", Working Paper No. 370, European Central Bank.

Kim, J. (2000), "Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series", *Journal of Econometrics* 95, 97-116.

Kim, J., J. Belaire-Franch y R. Badillo Amador (2002), "Corrigendum to 'Detection of Change in Persistence of a Linear Time Series'", *Journal of Econometrics* 109, 389-392.

Levin, A. y J.M. Piger (2003), "Is a Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies?", Working Paper 023E, Federal Reserve Bank of St. Louis.

Maddala, G. S. (1992), *Introduction to econometrics*, 2nd ed., Macmillan, New York.

Maddala, G.S y I. Kim (2003), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change* 5th ed., Cambridge University Press, Cambridge.

Mankiw, N.G., y R. Reis (2002), "Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", *Quarterly Journal of Economics* 117(4), 1295-1328.

Musy, O. (2006), "Inflation Persistence and the Real Costs of Disinflation in Staggered Prices and Partial Adjustment Models", *Economics Letters* 91, 50-55.

Ng, S. y P. Perron (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica* 69(6), 1519-54.

O'Reilly, G. y K. Whelan (2004), "Has Euro-Area Inflation Persistence Changed Over Time?" Working Paper 335, European Central Bank

Perron P. (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 297-332.

Perron P. (2007), "Research, Code, Unit Root Tests With GLS Detrended Data and the MIC to Select the Autoregressive Order"
en <http://people.bu.edu/perron/code.html/>.

Perron P. y Z. Qu (2007), "A Simple Modification to Improve the Finite Sample Properties of Ng and Perron's Unit Root Tests", *Economics Letters* 94, 12-19.

Perron, P. y S. Ng (1996), "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", *Econometrica* 45, 463-485.

Phillips, P.C.B. (1987), "Time series regressions with a unit root", *Econometrica* 55, 277-301

Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series", *Biometrika* 75, 335-346.

Pivetta, F. y R. Reis (2006), "The Persistence of Inflation in the United States" *Journal of Economic Dynamics and Control*, forthcoming.

Ramos-Francia, M. y A. Torres (2005), "Reducing Inflation Through Inflation Targeting", Working Paper 2005-01, Banco de Mexico.

Sargent, T. (1999), "The Conquest of American Inflation", Princeton University Press.

Svensson, L. (1997), "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. *European Economic Review* 4(6), 1111-1146.

Svensson, L. (2000), "Open-Economy Inflation Targeting", *Journal of International Economics* 50(1), 155-183.

8 Apéndices

Ápndice1. programas en Gauss

Programa en Gauss para prueba Qu y Perron (2007)

```
/******PRUEBA QU Y PERRON*****  
Programa para elaborar la prueba de Ng y Perron (2001), con la modificación de  
Qu y Perron (2007)  
El código ésta basado sobre el código original, presentado en la pagina de Perron  
*****Datos de entrada.*****  
**Se tiene que definir la variable Y, alimentandola con la serie que se quiere probar.  
**La p indica el orden de la tendencia polinomial  
a) p = 0 cuando la prueba se realiza unicamente con constante  
b) p = 1, cuando la prueba se realiza con constante y tendencia lineal  
penalty: 0 para mic y 1 para bic.  
*****Datos de Salida.*****  
za: es la prueba Phillips-Perron (Z_alpha);  
mza: es el modificado de la prueba Phillip-Perron (MZ_alpha);  
msb: es la prueba modificada de Sargan-Bhargava;  
adf: es la prueba augmented Dickey-Fuller;  
pt: es la prueba de Elliott, Rothenberg and Stock feasible point optimal ;  
mpt: es el modificado de la prueba (point optimal);  
mzt: es el modificado de Phillips-Perron (MZ_t test);  
krule: es el orden de el autorregresivo seleccionado para elaborar el estimador de  
densidad espectral de frecuencia cero;  
za1 y mza1 siempre estarán basados en OLS detrended.  
mza2 usa GLS detrended para los estadisticos pero OLS detrended para el calculo  
de la densidad espectral.  
a1: es la suma de los coeficientes autorregresivos en la autorregresion de ADF.  
mza3: es la prueba modificada de Phillips Perron (MZ_alpha);, pero usando  
OLS detrended para MAIC y GLS detrended para el estadístico  
mzt3: es la prueba modificada Phillips-Perron (MZ_t test), pero usando  
OLS detrended para MAIC y GLS detrended para el estadístico  
msb3: es la prueba modificada de Sargan-Bhargava, pero usando OLS detrended  
para MAIC y GLS detrended para el estadístico;  
mpt3: es el modificado de la prueba (point optimal), pero usando OLS detrended  
para MAIC y GLS detrended para el estadístico;  
*****/  
proc(19)=mic1(y,p,penalty,kmax,kmin);  
local nt,yt,ahat,r,fit,s2u,sumyt2,ta,sar,bt,za,mza,msb;  
local adf,krule,sarf,ktild,ssra,ssr1,ytf,pt,mpt,mzt,mza2,adfols,a1ols,adfols3,a1ols3;  
local z,cbar,a1,s2ar1,mza1,za1,yols,yols2,ahatols,rols,fitols,s2uols,krule1,s3ar1,mza3,msb3,mzt3,mpt3;  
nt=rows(y);
```

```

if p == 0;
z=ones(nt,1);
cbar=-7.0;
endif;
if p == 1;
z=ones(nt,1)~seqa(1,1,nt);
cbar=-13.5;
endif;
cbar=cbar;
{yt,ssra}=glsd(y,z,cbar); /* se transforman los datos*/
{ahat,r,fit}=olsqr2(yt[2:nt,1],yt[1:nt-1,1]); /* se estima alpha-tilde*/
s2u=r'r/(nt-1);
sumyt2=sumc(yt[1:nt-1,1]^2)/(nt-1)^2;
krule=s2ar(yt,penalty,kmax,kmin); /* estimacion de s2ar */
{adf,a1,sar}=adfp(yt,krule);
/*print sar;*/
/*construccion de z_alpha y la prueba M usando datos con GLS detrended */
bt=nt-1;
za=bt*(ahat-1)-(sar-s2u)/(2*sumyt2);
mza=((yt[nt,1]^2)/bt-sar)/(2*sumyt2);
msb=sqrt(sumyt2/sar);
mzt=mza*msb;
/* construcción de PT y MPT */
{ytf,ssr1}=glsd(y,z,0);
pt=(ssra-(1+cbar/nt)*ssr1)/sar;
if p == 0;
mpt=(cbar*cbar*sumyt2-cbar*(yt[nt,1]^2)/nt)/sar;
endif;
if p == 1;
mpt=(cbar*cbar*sumyt2+(1-cbar)*(yt[nt,1]^2)/nt)/sar;
endif;
/* estadísticos con ols detrended */
{yols,yols2}=olsd(y,p);
{ahatols,rols,fitols}=olsqr2(yols[2:nt,1],yols[1:nt-1,1]);
s2uols=rols'rols/(nt-1);
krule1=s2ar(yols,penalty,kmax,kmin);
{adfols,a1ols,s2ar1}=adfp(yols,krule1);
za1=bt*(ahatols-1)-(s2ar1-s2uols)/(2*yols2);
mza1=((yols[nt,1]^2)/bt-s2ar1)/(2*yols2);
mza2=((yt[nt,1]^2)/bt-s2ar1)/(2*sumyt2);
/* Modificación del test original de Ng y Perron utilizando ols detrended ;
para calcular MAIC pero GLS detrended para calcular los cuatro estadísticos*/
{adfols3,a1ols3,s3ar1}=adfp(yt,krule1);
mza3=((yt[nt,1]^2)/bt-s3ar1)/(2*sumyt2);
msb3=sqrt(sumyt2/s3ar1);
mzt3=mza3*msb3;

```

```

if p == 0;
mpt3=(cbar*cbar*sumyt2-cbar*(yt[nt,1]^2)/nt)/s3ar1;
endif;
if p == 1;
mpt3=(cbar*cbar*sumyt2+(1-cbar)*(yt[nt,1]^2)/nt)/s3ar1;
endif;
if p == 0;
za = za| -8.35;
za1 = za1| -14.1;
mzt = mzt| -1.98;
mzt3 = mzt3| -1.98;
mza = mza| -8.1;
mza1= mza1| -14.1;
mza2= mza2| -8.1;
mza3 = mza3| -8.1;
msb = msb| .233;
msb3 = msb3| .233;
adf = adf| -1.98;
mpt = mpt| 3.17;
mpt3 = mpt3| 3.17;
pt = pt| 3.17;
adfols=adfols|-2.86;
else;
za = za| -17.3;
za1 = za1| -21.0;
mzt = mzt| -2.91;
mzt3 = mzt3| -2.91;
mza1 = mza1| -21.3;
mza2 = mza2| -17.3;
mza = mza| -17.3;
mza3 = mza3| -17.3;
msb = msb| .168;
msb3 = msb3| .168;
adf = adf| -2.91;
mpt = mpt| 5.48;
mpt3 = mpt3| 5.48;
pt = pt| 5.48;
adfols=adfols|-3.41;
endif;
retp(za,mza,msb,adf,pt,mpt,mzt,za1,mza1,mza2,adfols,krule,krule1,a1,ahatols,mza3,msb3,mzt3,mpt3);
endp;
proc(3)=adfp(yt,kstar);
local reg,dyt,i,rho,ee,ff,nef,s2e,xx,sre,adf,sumb,s2vec;
reg=lagn(yt,1);
dyt=diff(yt,1);
i=1;

```

```

do while i <= kstar;
reg=reg~lagn(dyt,i);
i=i+1;
endo;
dyt=trimr(dyt,kstar+1,0);
reg=trimr(reg,kstar+1,0);
{rho,ee,ff}=olsqr2(dyt,reg);
nef=rows(dyt);
s2e=ee'ee/nef;
xx=inv(reg'reg);
sre=xx[1,1]*s2e;
adf=rho[1,1]/sqrt(sre);
if kstar > 0;
sumb=sumc(rho[2:kstar+1]);
else;
sumb=0;
endif;
s2vec=s2e/(1-sumb)^2;
retp(adf,rho[1,1]+1,s2vec);
endp;
proc(1)=s2ar(yts,penalty,kmax,kmin);
local nt,min,s2vec,dyts,reg,k,b,e,fit,nef,s2e,dyts0,reg0,i;
local bic,kbic,sumb,j,msbar,gap,kopt,ssr,trgff,sumy,tau,mic,kk;
nt=rows(yts);
min=999999999;
tau=zeros(kmax+1,1);
s2e=999*ones(kmax+1,1);
dyts=diff(yts,1);
reg=lagn(yts,1);
i=1;
do while i <= kmax;
reg=reg~lagn(dyts,i);
i=i+1;
endo;
dyts0=dyts;
reg0=reg;
dyts0=trimr(dyts,kmax+1,0);
reg0=trimr(reg,kmax+1,0);
sumy=sumc(reg0[.,1].*reg0[.,1]);
nef=nt-kmax-1;
k=kmin;
do while k <= kmax;
b=dyts0/reg0[.,1:k+1];
e=dyts0-reg0[.,1:k+1]*b;
s2e[k+1]=e'e/nef;
tau[k+1]=(b[1]*b[1])*sumy/s2e[k+1];

```

```

k=k+1;
endo;
kk=seqa(0,1,kmax+1);
if penalty == 0;
mic=ln(s2e)+2.0*(kk+tau)./nef;
else;
mic=ln(s2e)+ln(nef)*(kk)./nef;
endif;
kopt=minindc(mic)-1;
retp(kopt);
endp;
proc(2)=glsd(y,z,cbar);
local nt,abar,ya,za,bhat,yt,ssr;
nt=rows(y);
abar=1+cbar/nt;
ya=zeros(nt,1);
za=zeros(nt,cols(z));
ya[1:1,1]=y[1:1,1];
za[1:1,]=z[1:1,];
ya[2:nt,1]=y[2:nt,1]-abar*y[1:nt-1,1];
za[2:nt,]=z[2:nt,]-abar*z[1:nt-1,];
/*construccion de las series con GLS detrended*/
bhat=inv(za'za)*za'ya;
yt=y-z*bhat;
ssr=(ya-za*bhat)'(ya-za*bhat);
retp(yt,ssr);
endp;
proc(1)= diff(x,k) ;
if ( k == 0 ) ;
retp(x) ;
endif ;
retp(zeros(k,cols(x))|trimr(x,k,0)-trimr(lagn(x,k),k,0)) ;
endp ;
proc(1)= lagn(x,n);
local y;
if n > 0;
y = zeros(n,cols(x))|trimr(x,0,n);
else;
y = trimr(x,abs(n),0)|zeros(abs(n),cols(x));
endif;
retp(y);
endp;
proc(2)=olsd(y,p);
local yd,reg,trend,ahat,fit,i;
reg=ones(rows(y),1);
trend=seqa(1,1,rows(y));

```

```

i=1;
do while i<=p;
reg=reg~trend^i;
i=i+1;
endo;
{ahat,yd,fit}=olsqr2(y,reg);
ret p(yd,sumc(yd[1:rows(yd)-1]^2)/(rows(yd)-1)^2);
endp;
load serie= d:\DIFLNIGAE;
y=serie;
bigt=rows(y);
penalty=0; /* 0 para maic 1 para bic*/
p=0; /* indica la existencia de tendencia (p=1) o no (p=0) */
kmin=0;
kmax= int 12*(bigt/100)^(1/4);
{za,mza,msb,adf,pt,mpt,mzt,za1,mza1,mza2,dfols,krule,krule1,a1,a1ols,mza3,msb3,mzt3,mpt3}
=mic1(y,p,penalty,kmax,kmin);
print "PRUEBAS USANDO SIEMPRE GLS DETRENDED";
print "k " krule;
print "alpha-hat " a1;
print " test 5% c.v.";
print "Phillips-Perron Za " za';
print "Modified Phillips-Perron MZa " mza';
print "Modified Phillips-Perron MZt " mzt';
print "Modified Sargan Bhargava " msb';
print "ERS pt " pt';
print "Modified pt " mpt';
print "DF-GLS " adf';
print;
print "PRUEBAS BASADAS SOBRE OLS DETRENDED";
print "k " krule1;
print "alpha-hat " a1ols;
print " test 5% c.v.";
print "Phillips-Perron Za " za1';
print "Modified Phillips-Perron MZa " mza1';
print "Said-Dickey-Fuller " dfols';
print "MZa con datos GLS detrended; pero s2ar basada sobre OLS detrended"mza2';
print;
print "PRUEBAS BASADAS EN GLS DETRENDED CON OLS DETRENDED
PARA MAIC (QU y PERRON (2007))";
print "k " krule1;
print " test 5% c.v.";
print "Modified Phillips-Perron MZa " mza3';
print "Modified Phillips-Perron MZt " mzt3';
print "Modified Sargan Bhargava " msb3';
print "Modified pt " mpt3';

```

Ápndice 2. Programas en Matlab

Programa en matlab para calcular los estadísticos (HLT) no modificados

```
%*****PRUEBAS NO MODIFICADAS*****
%Primer programa para elaborar la prueba de Harvey, Leybourne y Taylor (HLT)
%de cambio en persistencia.
%Este programa calcula las pruebas no modificadas, incluyendo tendencia lineal.
%Regresa los 9 estadísticos no modificados: MS, ME, MX MSR, MER, MXR,
% MSM, MEM y MXM
%*****Datos de entrada.*****
%** Se tiene que definir la variable datos, alimentándola con la serie que se
%quiere probar
%para ello se carga el archivo .txt que contiene la serie.
%tl: es el valor tao minimo (parte que se recorta al inicio de la muestra)
%tu: es el valor tao máximo (parte que se recorta al fin de la muestra)
%*****Datos de Salida.*****
%MS: Es el valor calculado del estadístico "Mean Score"
%ME: Es el valor calculado del estadístico "Mean Exponential"
%MX: Es el valor calculado del estadístico "Maximum"
%MSR, MER y MXR: Son los valores de los estadísticos recíprocos.
%MMSM, MEM, MXM: Son los estadísticos máximos.
%la matriz resultados, guarda todos los estadísticos calculados
%*****
clear;clc;
load inflacion.txt%se carga la matriz con los datos de inflación
infla=inflacion;
datos =[infla];%conforma el vector con todos los datos
totaldatos = size(datos); %devuelve el tamaño de la matriz de datos
T = totaldatos(1,1);
matrizx=ones(T,1);%matriz con variables explicativas(constante)
for tr= 1:T;
matrizx(tr,2)=tr;%matriz con variables explicativas (tendencia)
end
tl = .3; %valor tao minimo
tu = .7; %valor tao maximo
tIT = fix( T*(tl)); % porcentaje de muestra minimo entero
tuT = fix(T*(tu)); % porcentaje de muestra máximo entero
a=zeros((tuT-tIT),1);%aquí se depositaran los valores útiles
for cont = tIT:tuT
a(cont-tIT+1,1)= cont;%proporciona matriz con interv. de val. utiles.
end

%1) a partir de aquí se obtienen los denominadores de K
```

```

res2 = zeros(T-tlT,tuT-tlT+1);%matriz de residuos del denominador.
n= tlT;
while n <= tuT
[b1,bint1,u1]=regress(datos(1:n,1),matrizx(1:n,1:2));%OLS para denom.
for c=1:n
res2(c,n-tlT+1)=u1(c); %matriz de residuos
primerasumar2 = cumsum(res2);%suma acumulada de residuos
end
n=n+1;
end
d = tlT+1;
p = 1;
while d <= tuT
while p <= tuT-tlT
primerasumar2(d:tuT,p) = zeros;%matriz de sumas acum. de res2
d = d+1;
p=p+1;
end
end
cuadprimsumar2 = primerasumar2.^2; %mat. prim sum al cuad.
doblesumafinalr2 = sum(cuadprimsumar2); %suma final
for cd = tlT:tuT
dtT(cd-tlT+1,1) = cd;
dtT2 = dtT.^-2;
transdoblesumafinalr2=doblesumafinalr2';
denK(cd-tlT+1,1) = (transdoblesumafinalr2(cd-tlT+1,1))*(dtT2(cd-tlT+1,1));
%denK son los denominadores de la K
end

```

%2) a partir de aquí se obtiene los numeradores de K

```

res1 = zeros(T-tlT,tuT-tlT+1);%matriz de residuos del numerador.
n1= tlT+1;
n1a=tuT;
while n1 <= tuT+1
while n1a >= tlT
[b1,bint1,u1]=regress(datos(n1:T,1),matrizx(n1:T,1:2));%OLS para num.
for c1=1:n1a
res1(c1,n1-tlT)=u1(c1); %matriz de residuos
primerasumar1 = cumsum(res1);
end
n1a =n1a-1;
n1 = n1+1;
end
end
d1 = tuT;

```

```

p1 = 2;
while d1 >= t1T+1
while p1 <= tuT-t1T+1
primerasumar1(d1:tuT,p1) = zeros;%matriz de sumas acum. de res1
d1 = d1-1;
p1= p1+1;
end
end
cuadprimsumar1 = primerasumar1.^2; %mat. prim sum al cuad.
doblesumafinal1 = sum(cuadprimsumar1); %suma final
for cd1 = t1T:tuT
ntT(cd1-t1T+1,1) = T-cd1;
ntT2 = ntT.^-2;
transdoblesumafinalr1=doblesumafinalr1';
numK(cd1-t1T+1,1) = (transdoblesumafinalr1(cd1-t1T+1,1))*(ntT2(cd1-t1T+1,1));
%numK son los numeradores de la K
end

```

% 3)En ésta sección se obtienen las k's definitivas

```
K = numK./denK;
```

% 4)Aquí se obtienen las 3 prim pruebas para probar H0 vs H01

% 4.1) Prueba MS

```
Tw = tuT-t1T+1;
```

```
sumaK = sum(K);
```

```
MS = (sumaK)/(Tw);
```

% 4.2)Prueba ME

```
medioK = 0.5*(K);
```

```
for nme = t1T:tuT
```

```
eK(nme-t1T+1,1)= expm(medioK(nme-t1T+1,1));
```

```
end
```

```
numME = sum(eK);
```

```
numMETw = (numME)/(Tw);
```

```
ME = log(numMETw);
```

% 4.3)Prueba MX

```
[MX,obs] = max(K);
```

% 5)Aquí se obtienen las 3 sig. pruebas con K inv. para probar H0 vs H10

```
for inv = t1T:tuT
```

```
Kinv(inv-t1T+1,1)= 1 / (K(inv-t1T+1,1));
```

```
end
```

% 5.1)Prueba MSR

```
sumaKinv = sum(Kinv);
```

```
MSR = (sumaKinv)/(Tw);
```

```

% 5.2)Prueba MER
medioKinv = 0.5*(Kinv);
for nmeinv = tlT:tuT
eKinv(nmeinv-tlT+1,1)= expm(medioKinv(nmeinv-tlT+1,1));
end
numMER = sum(eKinv);
numMERTw = (numMER)/(Tw);
MER = log(numMERTw);
% 5.3)Prueba MXR
[MXR,obsR] = max(Kinv);

% 6) Aquí se obtienen las 3 sig. pruebas para probar H0 vs H01 ó H10

%6.1) Prueba MSM
MSM = max (MS,MSR);
%6.2 Prueba MEM
MEM = max (ME,MER);
%6.3 Prueba MXM
MXM = max (MX,MXR);
%Aquí se calcula la fecha de cambio
Obsdecambio=a(obs,1);
ObsdecambioR=a(obsR,1);
%*****Guardar resultados*****
savefile = 'estadisticosnomod.mat';
save(savefile,'MS','ME','MX','MSR','MER','MXR','MSM','MEM','MXM' );
RESULTADOS= zeros(1,9);
RESULTADOS(1,1)=MS;
RESULTADOS(1,2)=ME;
RESULTADOS(1,3)=MX;
RESULTADOS(1,4)=MSR;
RESULTADOS(1,5)=MER;
RESULTADOS(1,6)=MXR;
RESULTADOS(1,7)=MSM;
RESULTADOS(1,8)=MEM;
RESULTADOS(1,9)=MXM;

```

Programa en matlab para calcular los estadísticos (HLT) modificados

```

%*****PRUEBAS MODIFICADAS*****
%Segundo programa para elaborar la prueba de Harvey, Leybourne y Taylor
%(HLT) de cambio en persistencia.
%Este programa calcula las pruebas modificadas, incluyendo tendencia lineal.
%Regresa los 9 estadísticos modificados: MS, ME, MX MSR, MER, MXR,
% MSM, MEM y MXM (al 10%, 5% y 1%)
%NOTA: SE TIENE QUE ACTUALIZAR EL PRIMER PROGRAMA
%"PRUEBAS NO MODIFICADAS"
% ANTES DE EJECTURAR ÉSTE, PARA QUE SE ACTUALIZE
%"ESTADISTICOSNOMOD.MAT"
%QUE CONTIENE TODAS LAS PRUEBAS NO MODIFICADAS
%*****Datos de entrada.*****
%** Se tiene que definir la variable datos, alimentándola con la serie que se
%quiere probar para ello se carga el archivo .txt que contiene la serie.
%*****Datos de Salida.*****
%MSm: Es el valor calculado del estadístico "Mean Score" modificado
%MEM: Es el valor calculado del estadístico "Mean Exponential" modificado
%MXm: Es el valor calculado del estadístico "Maximum" modificado
%MSRm, MERm y MXRm: Son los valores de los estadísticos recíprocos
% modificados.
%MSMm, MEMm, MXMm: Son los estadísticos máximos modificados.
%Todos los estadísticos están modificados al 10%, 5% y 1%,
%el número que aparece después de la m en el estadístico indica el valor
%al que se modifica cada uno.
%la matriz resultados, guarda todos los estadísticos calculados
%*****
clear;clc;
load('D:\Mis documentos\inflacion\estadisticosnomod.mat');
%La instrucción anterior, carga los estadísticos no modificados, calculados
%con el programa "pruebas no modificadas"
load inflacion.txt %matriz con los datos de inflación
infla= inflacion;
datos =[infla];%conforma el vector con todos los datos
totaldatos = size(datos); %devuelve el tamaño de la matriz de datos
T = totaldatos(1,1);
matrizx=ones(T,1);
for trend = 1:T
    matrizt(trend,1)=trend;%matriz de tendencia
end
contrend= 1;
while contrend <=10%contrend modifica el numero de variables
if contrend == 1
matrizXW(:,1) = matrizx(:,1);

```

```

elseif contrend == 2
matrizXW(:,2) = matrizt;
elseif contrend ==3
matrizXW(:,3) = matrizt.^2;
elseif contrend ==4
matrizXW(:,4) = matrizt.^3;
elseif contrend ==5
matrizXW(:,5) = matrizt.^4;
elseif contrend ==6
matrizXW(:,6) = matrizt.^5;
elseif contrend ==7
matrizXW(:,7) = matrizt.^6;
elseif contrend ==8
matrizXW(:,8) = matrizt.^7;
elseif contrend ==9
matrizXW(:,9) = matrizt.^8;
elseif contrend ==10
matrizXW(:,10) = matrizt.^9;
end
contrend= contrend+1;
end
%La matrizXW, introduce todas las X y la tendencia
[b5,bint,u5]=regress(datos,matrizXW);%regresion de Y contra interc y tend
coeficienteB=b5; %matriz de coeficientes
kparam = size(coeficienteB,1);%numero de coeficientes
gamas=coeficienteB(3:kparam,1);%matriz de coeficientes de tendencia
matrizR= zeros(kparam-2,1);%matriz de restricciones
matrizR= zeros(kparam-2,kparam);%matriz de ceros y unos
f=1;
c=3;
while f<=kparam-2
while c<=kparam
matrizR(f,c)=1;
f= f+1;
c=c+1;
end
end
s2= ((u5')*(u5))/(T-kparam);%estimador de la varianza residual
xxinversa=(inv((matrizXW')*(matrizXW)));
Rxxinversa = (((matrizR)*(s2))*(xxinversa))*(matrizR');
Rxxinversa2 = inv(Rxxinversa);
W=((gamas')*(Rxxinversa2))*(gamas);% W de Wald
J= (W/T);% valor J

%1) MS modificado

```

%1.1) MS modificado al 10%
 $MSm10 = (MS) / (\expm(0.511 * J))$; %0.511 es el valor de b al 10%

%1.2) MS modificado al 5%
 $MSm5 = (MS) / (\expm(0.592 * J))$;

%1.3) MS modificado al 1%
 $MSm1 = (MS) / (\expm(0.773 * J))$;

%2) ME modificado

%2.1) ME modificado al 10%
 $MEm10 = (ME) / (\expm(1.062 * J))$; %1.062 es el valor de b al 10%

%2.2) ME modificado al 5%
 $MEm5 = (ME) / (\expm(1.248 * J))$;

%2.3) ME modificado al 1%
 $MEm1 = (ME) / (\expm(1.699 * J))$;

%3) MX modificado

%3.1) MX modificado al 10%
 $MXm10 = (MX) / (\expm(0.805 * J))$; %0.805 es el valor de b al 10%

%3.2) MX modificado al 5%
 $MXm5 = (MX) / (\expm(0.953 * J))$;

%3.3) MX modificado al 1%
 $MXm1 = (MX) / (\expm(1.325 * J))$;

%4) MSR modificado

%4.1) MSR modificado al 10%
 $MSRm10 = (MSR) / (\expm(0.497 * J))$; %0.497 es el valor de b al 10%

%4.2) MSR modificado al 5%
 $MSRm5 = (MSR) / (\expm(0.577 * J))$;

%4.3) MSR modificado al 1%
 $MSRm1 = (MSR) / (\expm(0.714 * J))$;

%5) MER modificado

%5.1) MER modificado al 10%
 $MERm10 = (MER) / (\expm(1.014 * J))$; %1.014 es el valor de b al 10%

%5.2) MER modificado al 5%
 $MERm5 = (MER) / (\expm(1.187 * J))$;

%5.3) MER modificado al 1%
 $MERm1 = (MER) / (\expm(1.538 * J))$;

%6) MXR modificado

```

%6.1) MXR modificado al 10%
MXRm10= (MXR)/(expm(0.771*J));%0.771 es el valor de b al 10%
%6.2) MXR modificado al 5%
MXRm5= (MXR)/(expm(0.899*J));
%6.3 MXR modificado al 1%
MXRm1=(MXR)/(expm(1.186*J));

%7) MSM modificado

%7.1) MSM modificado al 10%
MSMm10= (MSM)/(expm(0.579*J));%0.579 es el valor de b al 10%
%7.2) MSM modificado al 5%
MSMm5= (MSM)/(expm(0.658*J));
%7.3 MSM modificado al 1%
MSMm1=(MSM)/(expm(0.812*J));

%8) MEM modificado

%8.1) MEM modificado al 10%
MEMm10= (MEM)/(expm(1.189*J));%1.189 es el valor de b al 10%
%8.2) MEM modificado al 5%
MEMm5= (MEM)/(expm(1.367*J));
%8.3 MEM modificado al 1%
MEMm1=(MEM)/(expm(1.738*J));

%9) MXM modificado

%9.1) MXM modificado al 10%
MXMm10= (MXM)/(expm(0.904*J));%0.904 es el valor de b al 10%
%9.2) MXM modificado al 5%
MXMm5= (MXM)/(expm(1.046*J));
%9.3 MXM modificado al 1%
MXMm1=(MXM)/(expm(1.371*J));
%*****Guardar resultados*****
RESULTADOS= zeros(3,9);
RESULTADOS(1,1)=MSm10;
RESULTADOS(2,1)=MSm5;
RESULTADOS(3,1)=MSm1;
RESULTADOS(1,2)=MEM10;
RESULTADOS(2,2)=MEM5;
RESULTADOS(3,2)=MEM1;
RESULTADOS(1,3)=MXm10;
RESULTADOS(2,3)=MXm5;
RESULTADOS(3,3)=MXm1;
RESULTADOS(1,4)=MSRm10;
RESULTADOS(2,4)=MSRm5;

```

RESULTADOS(3,4)=MSRm1;
RESULTADOS(1,5)=MERm10;
RESULTADOS(2,5)=MERm5;
RESULTADOS(3,5)=MERm1;
RESULTADOS(1,6)=MXRm10;
RESULTADOS(2,6)=MXRm5;
RESULTADOS(3,6)=MXRm1;
RESULTADOS(1,7)=MSMm10;
RESULTADOS(2,7)=MSMm5;
RESULTADOS(3,7)=MSMm1;
RESULTADOS(1,8)=MEMm10;
RESULTADOS(2,8)=MEMm5;
RESULTADOS(3,8)=MEMm1;
RESULTADOS(1,9)=MXMm10;
RESULTADOS(2,9)=MXMm5;
RESULTADOS(3,9)=MXMm1;

Programa en matlab para calcular los estadísticos (HLT) modificados Jmin

```

%*****PRUEBAS MODIFICADAS CON J MIN*****
%Tercer programa para elaborar la prueba de Harvey, Leybourne y Taylor
%(HLT) de cambio en persistencia.
%Este programa calcula las pruebas modificadas, incluyendo tendencia lineal.
%y tomando como referencia la J minima (al 10%, 5% y 1%)
%NOTA: SE TIENE QUE ACTUALIZAR EL PRIMER PROGRAMA
%"PRUEBAS NO MODIFICADAS"
% ANTES DE EJECTURAR ÉSTE, PARA QUE SE ACTUALIZE
%"ESTADISTICSNOMOD.MAT"
%QUE CONTIENE TODAS LAS PRUEBAS NO MODIFICADAS
%*****Datos de entrada.*****
%** Se tiene que definir la variable datos, alimentándola con la serie que se
%quiere probar para ello se carga el archivo .txt que contiene la serie.
%*****Datos de Salida.*****
%MSmmin: Es el valor calculado del estadístico "Mean Score" modificado
%con Jmin
%EMmmin: Es el valor calculado del estadístico "Mean Exponential" modificado
%con Jmin
%MXmmin: Es el valor calculado del estadístico "Maximum" modificado con Jmin
%MSRmmin, MERmmin y MXRmmin: Son los valores de los estadísticos
%recíprocos modificados.con Jmin
%MSMmmin, MEMmmin, MXMmmin: Son los estadísticos máximos
%modificados.con Jmin
%Todos los estadísticos están modificados al 10%, 5% y 1%, el número
%que aparece después de la m en el estadístico indica el valor al que sea
%modificado cada uno.
%la matriz resultados, guarda todos los estadísticos calculados
%*****
clear;clc;
load('D:\Mis documentos\inflacion\estadisticosnomod.mat');
%La instrucción anterior, carga los estadísticos no modificados, calculados
%con el programa "pruebas no modificadas"
load inflacion.txt %matriz con los datos de inflación
infla=inflacion;
datos =[infla];%conforma el vector con todos los datos
totaldatos = size(datos); %devuelve el tamaño de la matriz de datos
T = totaldatos(1,1);
matrizx=ones(T,1);
tl = .3; %valor tao minimo
tu = .7; %valor tao maximo
tlT = fix( T*(tl)); % porcentaje de muestra minimo entero
tuT = fix(T*(tu)); % porcentaje de muestra máximo entero
for ctend= 1:tuT;

```

```

trendtot(ctend,1)=ctend;
end
% En ésta parte se construye, la matriz con las variables explicativas,
%la cual es la matrizXW, la variable contrend, indica el numero de
%variables explicativas que se quieren tomar(el rango es de 1 a 9).
prin = tIT;
while prin <=tuT;

    contrend = 10;% contrend modifica el numero de variables
    if contrend == 1;
        matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);
    elseif contrend == 2;
        matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,2) = trendtot(1:prin,1);
    elseif contrend ==3
        matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,2) = trendtot(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,3) = trendtot(1:prin,1).^2;
    elseif contrend ==4
        matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,2) = trendtot(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,3) = trendtot(1:prin,1).^2;
        matrizXW(1:prin,4) = trendtot(1:prin,1).^3;
    elseif contrend ==5
        matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,2) = trendtot(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,3) = trendtot(1:prin,1).^2;
        matrizXW(1:prin,4) = trendtot(1:prin,1).^3;
        matrizXW(1:prin,5) = trendtot(1:prin,1).^4;
    elseif contrend ==6
        matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,2) = trendtot(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,3) = trendtot(1:prin,1).^2;
        matrizXW(1:prin,4) = trendtot(1:prin,1).^3;
        matrizXW(1:prin,5) = trendtot(1:prin,1).^4;
        matrizXW(1:prin,6) = trendtot(1:prin,1).^5;
    elseif contrend ==7
        matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,2) = trendtot(1:prin,1);
        matrizXW(1:prin,3) = trendtot(1:prin,1).^2;
        matrizXW(1:prin,4) = trendtot(1:prin,1).^3;
        matrizXW(1:prin,5) = trendtot(1:prin,1).^4;
        matrizXW(1:prin,6) = trendtot(1:prin,1).^5;
        matrizXW(1:prin,7) = trendtot(1:prin,1).^6;
    elseif contrend ==8
        matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);

```

```

matrizXW(1:prin,2) = trendtot(1:prin,1);
matrizXW(1:prin,3) = trendtot(1:prin,1).^2;
matrizXW(1:prin,4) = trendtot(1:prin,1).^3;
matrizXW(1:prin,5) = trendtot(1:prin,1).^4;
matrizXW(1:prin,6) = trendtot(1:prin,1).^5;
matrizXW(1:prin,7) = trendtot(1:prin,1).^6;
matrizXW(1:prin,8) = trendtot(1:prin,1).^7;
elseif contrend ==9
matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);
matrizXW(1:prin,2) = trendtot(1:prin,1);
matrizXW(1:prin,3) = trendtot(1:prin,1).^2;
matrizXW(1:prin,4) = trendtot(1:prin,1).^3;
matrizXW(1:prin,5) = trendtot(1:prin,1).^4;
matrizXW(1:prin,6) = trendtot(1:prin,1).^5;
matrizXW(1:prin,7) = trendtot(1:prin,1).^6;
matrizXW(1:prin,8) = trendtot(1:prin,1).^7;
matrizXW(1:prin,9) = trendtot(1:prin,1).^8;
elseif contrend ==10
matrizXW(1:prin,1) = matrizx(1:prin,1);
matrizXW(1:prin,2) = trendtot(1:prin,1);
matrizXW(1:prin,3) = trendtot(1:prin,1).^2;
matrizXW(1:prin,4) = trendtot(1:prin,1).^3;
matrizXW(1:prin,5) = trendtot(1:prin,1).^4;
matrizXW(1:prin,6) = trendtot(1:prin,1).^5;
matrizXW(1:prin,7) = trendtot(1:prin,1).^6;
matrizXW(1:prin,8) = trendtot(1:prin,1).^7;
matrizXW(1:prin,9) = trendtot(1:prin,1).^8;
matrizXW(1:prin,10) = trendtot(1:prin,1).^9;
end
prin = prin+1;
end
prin2 = tIT;
while prin2 <=tuT
[b,bint,u]=regress(datos(1:prin2,1),matrizXW(1:prin2,1:contrend));
%regresion de Y contra interc y tend
for count=1:prin2
residuos(count,prin2-tIT+1)=u(count) ;
coeficientes(1:contrend,prin2-tIT+1)=b(1:contrend);
end
prin2 = prin2+1;
end
kparam = size(coeficientes,1);%numero de coeficientes
gamas=coeficientes(3:kparam,:);%matriz de coeficientes de tendencia
matrizr= zeros(kparam-2,1);%matriz de restricciones
matrizR= zeros(kparam-2,kparam);%matriz de ceros y unos
f=1;

```

```

c=3;
while f<=kparam-2
while c<=kparam
matrizR(f,c)=1;
f= f+1;
c=c+1;
end
end
fr=tIT;
cr=1;
while fr<=tuT
while cr<= tuT-tIT+1
s2(1,cr)=(((residuos(1:fr,cr)')*(residuos(1:fr,cr))))/(fr-kparam);
% s2 es el estimador de la varianza residual
cr=cr+1;
fr=fr+1;
end
end
prin3 = tIT;
while prin3 <= tuT
W(1,prin3-tIT+1)=(gamas(1:kparam-2,prin3-tIT+1)')* [inv((matrizR)*(s2(1,prin3-
tIT+1)))*inv((matrizXW(1:prin3,1:contrend)')*(matrizXW(1:prin3,1:contrend)))]*(matrizR')]*(gamas(1:kparam-
2,prin3-tIT+1));
% La W, es la el valor que toma el estadístico de wald, para la restricción
% de las gamas igual a cero
prin3=prin3+1;
end
jr=tIT;
while jr<=tuT
J(1,jr-tIT+1)=(W(1,jr-tIT+1))/(jr);
jr=jr+1;
end
Jmin=min(J);

%1) MS modificado min

%1.1) MS modificado min al 10%
MSmmin10= (MS)/(expm(2.696*Jmin)); %2.696 es el valor de b al 10%
%1.2) MS modificado min al 5%
MSmmin5= (MS)/(expm(3.845*Jmin));
%1.3 MS modificado min al 1%
MSmmin1=(MS)/(expm(7.640*Jmin));

%2) ME modificado min

```

```

%2.1)ME modificado min al 10%
MEmmmin10= (ME)/(expm(5.028*Jmin));%5.028 es el valor de b al 10%
%2.2) ME modificado min al 5%
MEmmmin5= (ME)/(expm(6.847*Jmin));
%2.3 ME modificado min al 1%
MEmmmin1=(ME)/(expm(12.865*Jmin));

%3) MX modificado min

%3.1) MX modificado min al 10%
MXmmmin10= (MX)/(expm(3.893*Jmin));%3.893 es el valor de b al 10%
%3.2) MX modificado min al 5%
MXmmmin5= (MX)/(expm(5.408*Jmin));
%3.3 MX modificado min al 1%
MXmmmin1=(MX)/(expm(10.473*Jmin));

%4) MSR modificado min

%4.1) MSR modificado min al 10%
MSRmmmin10= (MSR)/(expm(2.669*Jmin));%2.669 es el valor de b al 10%
%4.2) MSR modificado min al 5%
MSRmmmin5= (MSR)/(expm(3.828*Jmin));
%4.3 MSR modificado min al 1%
MSRmmmin1=(MSR)/(expm(7.311*Jmin));

%5) MER modificado min

%5.1) MER modificado min al 10%
MERmmmin10= (MER)/(expm(4.967*Jmin));%4.967 es el valor de b al 10%
%5.2) MER modificado min al 5%
MERmmmin5= (MER)/(expm(6.738*Jmin));
%5.3 MER modificado min al 1%
MERmmmin1=(MER)/(expm(12.133*Jmin));

%6) MXR modificado min

%6.1) MXR modificado min al 10%
MXRmmmin10= (MXR)/(expm(3.803*Jmin));%3.803 es el valor de b al 10%
%6.2) MXR modificado min al 5%
MXRmmmin5= (MXR)/(expm(5.271*Jmin));
%6.3 MXR modificado min al 1%
MXRmmmin1=(MXR)/(expm(9.984*Jmin));

%7) MSM modificado min

```

```

%7.1) MSM modificado min al 10%
MSMmmin10= (MSM)/(expm(3.918*Jmin));%3.918 es el valor de b al 10%
%7.2) MSM modificado min al 5%
MSMmmin5= (MSM)/(expm(5.285*Jmin));
%7.3 MSM modificado min al 1%
MSMmmin1=(MSM)/(expm(9.774*Jmin));

%8) MEM modificado min

%8.1) MEM modificado min al 10%
MEMmmin10= (MEM)/(expm(6.991*Jmin));%6.991 es el valor de b al 10%
%8.2) MEM modificado min al 5%
MEMmmin5= (MEM)/(expm(9.182*Jmin));
%8.3 MEM modificado min al 1%
MEMmmin1=(MEM)/(expm(15.864*Jmin));

%9) MXM modificado min

%9.1) MXM modificado min al 10%
MXMmmin10= (MXM)/(expm(5.497*Jmin));%5.497 es el valor de b al 10%
%9.2) MXM modificado min al 5%
MXMmmin5= (MXM)/(expm(7.399*Jmin));
%9.3 MXM modificado al min 1%
MXMmmin1=(MXM)/(expm(13.359*Jmin));
%*****Guardar resultados*****
RESULTADOS= zeros(3,9);
RESULTADOS(1,1)=MSmmin10;
RESULTADOS(2,1)=MSmmin5;
RESULTADOS(3,1)=MSmmin1;
RESULTADOS(1,2)=MEmmin10;
RESULTADOS(2,2)=MEmmin5;
RESULTADOS(3,2)=MEmmin1;
RESULTADOS(1,3)=MXmmin10;
RESULTADOS(2,3)=MXmmin5;
RESULTADOS(3,3)=MXmmin1;
RESULTADOS(1,4)=MSRmmin10;
RESULTADOS(2,4)=MSRmmin5;
RESULTADOS(3,4)=MSRmmin1;
RESULTADOS(1,5)=MERmmin10;
RESULTADOS(2,5)=MERmmin5;
RESULTADOS(3,5)=MERmmin1;
RESULTADOS(1,6)=MXRmmin10;
RESULTADOS(2,6)=MXRmmin5;
RESULTADOS(3,6)=MXRmmin1;
RESULTADOS(1,7)=MSMmmin10;
RESULTADOS(2,7)=MSMmmin5;

```

RESULTADOS(3,7)=MSMmmin1;
RESULTADOS(1,8)=MEMmmin10;
RESULTADOS(2,8)=MEMmmin5;
RESULTADOS(3,8)=MEMmmin1;
RESULTADOS(1,9)=MXMmmin10;
RESULTADOS(2,9)=MXMmmin5;
RESULTADOS(3,9)=MXMmmin1;

Ápndice 3. Datos de inflación e inflación subyacente

Tabla A.1. Datos de Inflación e Inflación Subyacente								
Fecha	Inflación	Inf. Subyacente	Fecha	Inflación	Inf. Subyacente	Fecha	Inflación	Inf. Subyacente
Ene-95	3.76	3.81	Ene-99	2.53	2.57	Ene-03	0.40	0.47
Feb-95	4.24	4.76	Feb-99	1.34	1.82	Feb-03	0.28	0.51
Mar-95	5.90	4.64	Mar-99	0.93	1.56	Mar-03	0.63	0.44
Abr-95	7.97	7.98	Abr-99	0.92	1.22	Abr-03	0.17	0.36
May-95	4.18	5.34	May-99	0.60	1.04	May-03	-0.32	0.30
Jun-95	3.17	3.69	Jun-99	0.66	0.82	Jun-03	0.08	0.12
Jul-95	2.04	2.25	Jul-99	0.66	0.57	Jul-03	0.14	0.14
Ago-95	1.66	1.95	Ago-99	0.56	0.75	Ago-03	0.30	0.23
Sep-95	2.07	1.97	Sep-99	0.97	0.77	Sep-03	0.60	0.17
Oct-95	2.06	1.90	Oct-99	0.63	0.79	Oct-03	0.37	0.24
Nov-95	2.47	2.04	Nov-99	0.89	0.70	Nov-03	0.83	0.30
Dic-95	3.26	2.97	Dic-99	1.00	0.80	Dic-03	0.43	0.32
Ene-96	3.59	3.11	Ene-00	1.34	1.32	Ene-04	0.62	0.40
Feb-96	2.33	2.52	Feb-00	0.89	1.15	Feb-04	0.60	0.48
Mar-96	2.20	2.42	Mar-00	0.55	0.71	Mar-04	0.34	0.41
Abr-96	2.84	2.77	Abr-00	0.57	0.56	Abr-04	0.15	0.36
May-96	1.82	1.85	May-00	0.37	0.46	May-04	-0.25	0.25
Jun-96	1.63	1.70	Jun-00	0.59	0.35	Jun-04	0.16	0.29
Jul-96	1.42	1.48	Jul-00	0.39	0.35	Jul-04	0.26	0.17
Ago-96	1.33	1.36	Ago-00	0.55	0.39	Ago-04	0.62	0.22
Sep-96	1.60	1.34	Sep-00	0.73	0.39	Sep-04	0.83	0.26
Oct-96	1.25	1.13	Oct-00	0.69	0.43	Oct-04	0.69	0.33
Nov-96	1.52	1.25	Nov-00	0.86	0.60	Nov-04	0.85	0.27
Dic-96	3.20	2.14	Dic-00	1.08	0.56	Dic-04	0.21	0.30
Ene-97	2.57	2.73	Ene-01	0.55	0.77	Ene-05	0.00	0.38
Feb-97	1.68	1.77	Feb-01	-0.07	0.82	Feb-05	0.33	0.42
Mar-97	1.24	1.30	Mar-01	0.63	0.59	Mar-05	0.45	0.31
Abr-97	1.08	1.23	Abr-01	0.50	0.54	Abr-05	0.36	0.21
May-97	0.91	1.25	May-01	0.23	0.41	May-05	-0.25	0.21
Jun-97	0.89	1.10	Jun-01	0.24	0.32	Jun-05	-0.10	0.26
Jul-97	0.87	0.69	Jul-01	-0.26	0.16	Jul-05	0.39	0.22
Ago-97	0.89	0.67	Ago-01	0.59	0.28	Ago-05	0.12	0.07
Sep-97	1.25	0.97	Sep-01	0.93	0.29	Sep-05	0.40	0.18
Oct-97	0.80	0.96	Oct-01	0.45	0.28	Oct-05	0.25	0.27
Nov-97	1.12	1.04	Nov-01	0.38	0.26	Nov-05	0.72	0.23
Dic-97	1.40	1.17	Dic-01	0.14	0.25	Dic-05	0.61	0.32
Ene-98	2.18	1.95	Ene-02	0.92	0.46	Ene-06	0.59	0.24
Feb-98	1.75	2.05	Feb-02	-0.06	0.75	Feb-06	0.15	0.34
Mar-98	1.17	1.19	Mar-02	0.51	0.46	Mar-06	0.13	0.44
Abr-98	0.94	1.22	Abr-02	0.55	0.38	Abr-06	0.15	0.37
May-98	0.80	1.13	May-02	0.20	0.20	May-06	-0.45	0.15
Jun-98	1.18	1.27	Jun-02	0.49	0.13	Jun-06	0.09	0.33
Jul-98	0.96	0.72	Jul-02	0.29	0.14	Jul-06	0.27	0.28
Ago-98	0.96	1.04	Ago-02	0.38	0.28	Ago-06	0.51	0.12
Sep-98	1.62	1.55	Sep-02	0.60	0.20	Sep-06	1.01	0.30
Oct-98	1.43	1.53	Oct-02	0.44	0.27	Oct-06	0.44	0.27
Nov-98	1.77	1.12	Nov-02	0.81	0.22	Nov-06	0.52	0.29
Dic-98	2.44	1.63	Dic-02	0.44	0.23	Dic-06	0.58	0.43

Fuente: Banco de México