

# FUENTES DE LA INFLACIÓN EN MÉXICO, 1989-2000: UN ANÁLISIS MULTICAUSAL DE CORRECCIÓN DE ERRORES\*

**Gerardo Esquivel**  
*El Colegio de México*

**Raúl Razo**  
*Banco de México*

*Resumen:* Se analizan los múltiples determinantes de la inflación en México entre 1989 y 2000. Se modela la inflación en función de desviaciones en las relaciones de largo plazo en los mercados monetario, laboral y cambiario. Se obtiene un modelo de corrección de errores en donde el exceso de dinero, la presión salarial y las desviaciones de la paridad del poder de compra son posibles fuentes de inflación. El modelo incluye aspectos inerciales y de política debido a la fijación de ciertos precios. Los resultados muestran que los factores mencionados han contribuido a la reciente dinámica inflacionaria en México.

*Abstract:* This article analyzes the determinants of inflation in Mexico during the 1989-2000 period. Inflation is modeled as a function of deviations in the long-run relations that may exist in the monetary, labor and exchange rate markets. By using cointegration techniques, we obtain an error-correction model where money excess, wage pressure and deviations of the Purchasing Power Parity are possible sources of inflation. The model includes an inertial factor and a policy component due to government-controlled price changes in certain goods. The results show that all the factors mentioned have contributed to the determination of the inflationary dynamics in Mexico.

*Clasificación JEL:* C51, E31, E37

*Fecha de recepción:* 14 V 2002

*Fecha de aceptación:* 20 IX 2002

---

\* Agradecemos los comentarios de un dictaminador anónimo y de varios participantes en seminarios del CIDE y Banxico. Los errores u omisiones son exclusivos de los autores. gesquive@colmex.mx raulrazo@econ.berkeley.edu

## 1. Introducción

En este trabajo se investigan los determinantes de la inflación en México entre 1989 y 2000. Identificar estos factores es relevante porque la inflación es una variable clave que tiene efectos económicos y sociales muy importantes.<sup>1</sup> De hecho, no es casualidad que la búsqueda de la estabilidad de precios sea un objetivo común de las políticas seguidas por la mayoría de los bancos centrales en el mundo. En ese sentido, entender cuáles son los factores que determinan la dinámica inflacionaria es un elemento muy importante en el diseño e instrumentación de la política económica de cualquier país.

Se utilizará un enfoque de tipo ecléctico para analizar los determinantes de la inflación en México. Es decir, a diferencia de la mayor parte de los trabajos previos sobre el tema, no supondremos que hay solo una fuente posible de inflación, sino que, por el contrario, supondremos que existen varios factores que generan presiones inflacionarias al interior de una economía. Más específicamente, supondremos que el proceso generador de la inflación en México se puede aproximar por medio de un modelo de corrección de errores que busca relacionar el comportamiento y la dinámica de los precios domésticos con presiones inflacionarias provenientes de los mercados laboral, monetario y cambiario, así como con la existencia de una inflación de tipo inercial.

La estimación del modelo se lleva a cabo por medio de un proceso bietápico: en la primera etapa se estiman relaciones de largo plazo en distintos mercados mediante un análisis de cointegración; en la segunda, con el apoyo del teorema de representación de Granger, se construye un modelo de corrección de errores que incorpora las desviaciones del estado estacionario de los mercados laboral, monetario y cambiario como determinantes de la dinámica inflacionaria. Se concluye que, las desviaciones de estos mercados, junto con la inflación inercial y con los aumentos de precios concertados y/o administrados por el gobierno, son los principales determinantes del proceso inflacionario en México durante el periodo estudiado.

Dicho periodo, 1989-2000, está delimitado por la disponibilidad de información para las variables utilizadas en el análisis empírico.<sup>2</sup>

---

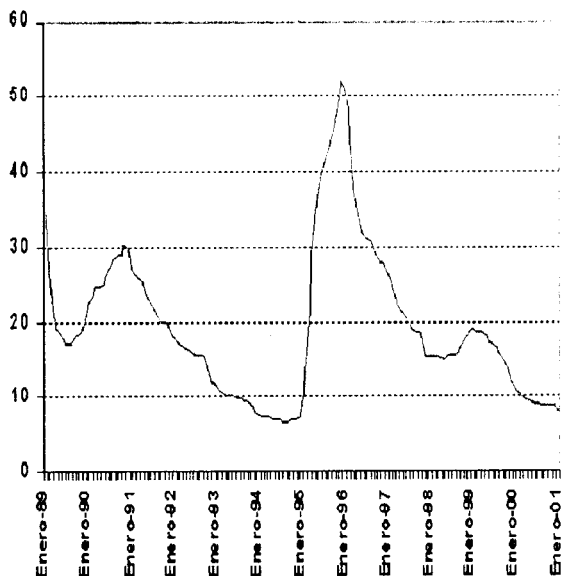
<sup>1</sup> Barro (1997) y Ghosh y Phillips (1998), entre otros, estudian el efecto negativo de la inflación sobre el crecimiento económico de los países. Easterly y Fischer (2001) y Romer y Romer (1998) se orientan al efecto de la inflación sobre la situación económica de los pobres. Por su parte, Martínez (2002) analiza las consecuencias negativas de ésta para la distribución del ingreso en una muestra amplia de países

<sup>2</sup> La principal restricción es la información sobre productividad laboral.

En cualquier caso, vale la pena mencionar que el periodo de análisis es interesante porque durante esos años México atravesó por dos fases desinflacionarias importantes (1991-1994 y 1996-2000), así como por una de inflación acelerada (1995). De hecho, durante el periodo de estudio la tasa de inflación en México (medida a través del cambio porcentual en el índice nacional de precios al consumidor) presentó fluctuaciones importantes, ya que varió entre un mínimo de 7% y un máximo de 52% (ver gráfica 1).

El documento se estructura de la siguiente manera. En la segunda sección se describe la estrategia para modelar el proceso inflacionario en México. La tres describe los datos utilizados y sus características básicas. La siguiente muestra los resultados de la estimación de las relaciones de largo plazo. En la quinta sección se describe el modelo de corrección de errores de la inflación en México. Para finalizar, se presenta un resumen y conclusiones del trabajo.

**Gráfica 1**  
*Tasa de inflación en México, 1989-2000*  
*(variación anual, %)*



## 2. Un modelo multicausal de la inflación en México

Aquí se describirá la estrategia que usaremos para modelar la inflación en México. La idea básica es que la inflación tiene múltiples causas y que no hay un enfoque o teoría única que explique por completo el proceso inflacionario de una economía. En este sentido, nuestro trabajo se aparta de los modelos que tratan de explicar a la inflación a partir de una sola teoría, así como de aquellos trabajos que pretenden evaluar la validez de una teoría con base en una estimación mono-explicativa del proceso inflacionario.<sup>3</sup> Por otra parte, el enfoque considera las propiedades de series de tiempo de las variables utilizadas, por lo que no se incurre en los problemas de regresión espuria que afectaron a los primeros trabajos realizados sobre el tema.

La estrategia de modelación que seguiremos no es nueva. La idea original fue propuesta por Juselius (1992), quien realizó una aplicación para el caso de Dinamarca. En su análisis, encontró evidencia empírica de que los movimientos de corto plazo de la inflación en ese país estaban determinados por las desviaciones de las relaciones de largo plazo en los mercados de bienes, de activos, monetario y laboral. Desde entonces, otros autores han utilizado con bastante éxito el enfoque para modelar el comportamiento de la inflación en diferentes economías. Tal es el caso de: Metin (1995) para Turquía, Durevall (1998) que analizó Brasil, De Brouwer y Ericsson (1998) para la economía de Australia y, más recientemente, Hendry (2001) quien estudió el Reino Unido y Sekine (2001) a Japón.

La base del modelo empírico consiste en suponer que la dinámica inflacionaria se afecta por los desequilibrios transitorios que se presentan en varios mercados caracterizados por relaciones de largo plazo. En particular, supondremos que la inflación se ve afectada por los desequilibrios en: el mercado monetario (“inflación monetaria” o “inflación por exceso de dinero”), el mercado laboral (“inflación salar-

---

<sup>3</sup> Este fue el caso de, por ejemplo, Ruprah (1984), quien analizó la hipótesis de que la inflación es siempre un fenómeno monetario. Más recientemente, Galindo y Catalán (1998) propusieron un enfoque simple basado en la ecuación cuantitativa, que podría utilizarse para predecir el comportamiento del nivel de precios y, por ende, la tasa de inflación. Estos trabajos, sin embargo, están sujetos a la crítica de que la velocidad del dinero en México no es estable en el corto plazo. Recientemente, Guerra y Torres (2002) han proporcionado evidencia empírica en dicho sentido. Por otro lado, uno de los pocos trabajos que estiman modelos multicausales de la inflación en México es Galindo y Guerrero (2000). La metodología seguida por ellos difiere sustancialmente de la nuestra, ya que estimaron una sola relación de equilibrio de largo plazo.

ial”); y la relación que establece la paridad del poder de compra (“inflación cambiaria”).<sup>4</sup> La hipótesis del trabajo es que, estos factores, junto con la inflación inercial y la política de precios administrados y/o concertados, determinan la dinámica inflacionaria en México.

Para poder identificar los desequilibrios de los tres mercados mencionados, primero es necesario establecer las relaciones de equilibrio o de largo plazo en los mismos. Para ello, haremos uso del análisis de cointegración, que nos permite identificar la presencia de relaciones de largo plazo cuando se trabaja con series no estacionarias. De tal manera, una vez que éstas se hayan identificado, podremos usar los residuales (o errores de las relaciones de equilibrio) para inferir el sentido de las presiones inflacionarias en México. Una ventaja de proceder así es que, al trabajar con residuos provenientes de relaciones de largo plazo lo estaremos haciendo con series estacionarias, lo que nos permite realizar un análisis econométrico estándar y libre de los problemas asociados a las series no estacionarias.<sup>5</sup>

La técnica de cointegración que utilizaremos será la de Engle y Granger (1987),<sup>6</sup> aunque los resultados obtenidos son robustos a distintos métodos de estimación de las ecuaciones de cointegración.<sup>7</sup> Ellos mostraron que, si un conjunto de variables contenidas en un vector  $X_t$  están cointegradas, entonces existe una representación válida del proceso generador de datos por medio de un modelo de corrección de errores, MCE, el cual evitará los problemas de una regresión espuria. A partir del trabajo de estos autores se han desarrollado diferentes metodologías para estimar y probar la existencia de relaciones de largo plazo que sean covarianza-estacionarias.

### 2.1. *Modelar la inflación*

Para modelar la determinación de los precios en una economía pequeña como la mexicana, y para atenuar el problema asociado a una

---

<sup>4</sup> Nótese que el mercado cambiario podría afectar el nivel de precios doméstico a través de dos mecanismos: a) un movimiento en el tipo de cambio; b) un cambio en la inflación externa.

<sup>5</sup> Granger y Newbold (1974) estudian los problemas asociados al análisis de series no estacionarias. Campbell y Perron (1991) revisan las implicaciones analíticas derivadas las características estadísticas de variables macroeconómicas.

<sup>6</sup> El apéndice A contiene una explicación sucinta de la metodología propuesta por ellos.

<sup>7</sup> El apéndice B muestra los resultados que se obtienen al aplicar las pruebas de cointegración propuestas por Johansen (1988). Los resultados completos de las estimaciones econométricas se encuentran en Razo (2001).

muestra reducida, utilizaremos el enfoque econométrico propuesto en Juselius (1992). Este consiste en analizar cada sector por separado, y después utilizar las desviaciones del equilibrio de largo plazo de los mercados laboral, monetario y cambiario como variables explicativas del comportamiento de la inflación. Si bien el procedimiento podría implicar la pérdida de información relevante del sistema como un todo, también es importante señalar que dicho mecanismo tiene considerables ventajas desde el punto de vista de la estimación econométrica (Ericsson, 1992).<sup>8</sup>

El modelo propuesto en este trabajo para analizar los efectos de corto y largo plazo sobre la inflación es el siguiente:

$$\begin{aligned} \Delta^1 pc_t &= \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi_1(TCEW)_{t-1} \\ &+ \Pi_2(TCEPPP)_{t-1} + \Pi_3(TCM1)_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t \\ t &= 1, \dots, T \text{ y } \varepsilon_t \sim Niid(0, \Sigma) \end{aligned}$$

donde  $\Delta$  es el operador diferencia,  $\Delta^1(pc)$  la inflación mensual de los precios domésticos al consumidor,  $\mathbf{X}_t$  un vector de variables estocásticas que son integradas de orden igual o inferior a 1,  $\Gamma$  son vectores de parámetros asociados a las variables en  $\mathbf{X}_t$ ,  $TCEW$ ,  $TCEPPP$  y  $TCM1$  los términos de corrección de errores que surgen de las relaciones de largo plazo de los mercados laboral, cambiario y monetario, respectivamente;  $\mu$  una constante y  $\Psi$  es un vector de dimensión  $1 \times 11$  que contiene los coeficientes asociados a las variables *dummy* estacionales ( $D$ ). Dados los resultados de estudios anteriores, se espera encontrar que los términos de corrección de errores de los mercados laboral, monetario y cambiario presenten un coeficiente estadísticamente distinto de cero.

La gráfica 2 muestra la dinámica de transmisión de las presiones inflacionarias provenientes de cada uno de los mercados que analizaremos en el trabajo. En la gráfica las variables con asterisco representan los valores implícitos en las relaciones de largo plazo (excepto las variables  $pc^*$  e  $I^*$ , mismas que indican los valores de la economía externa), mientras que las variables sin asterisco representan las variables observadas. Se exponen también las diferentes fuentes de presiones inflacionarias que se derivan de los tres mercados ya mencionados. Por

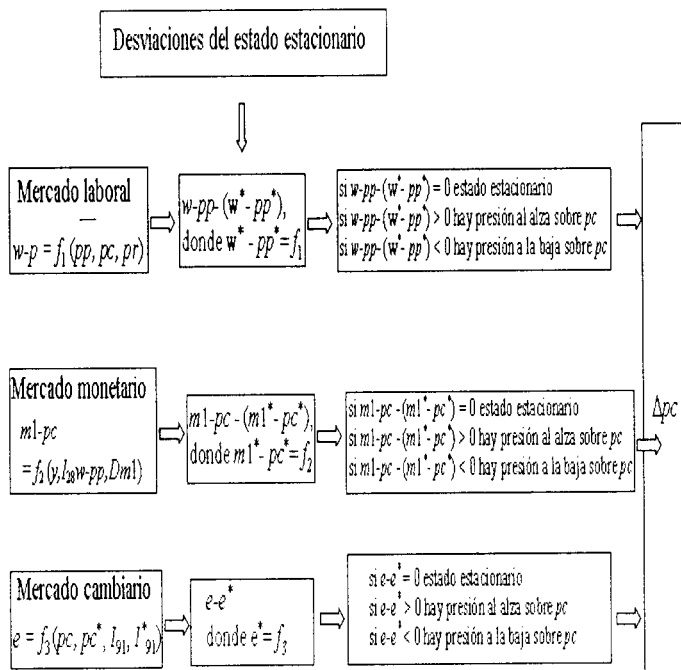
---

<sup>8</sup> "...son pocas las observaciones que están disponibles para analizar conjuntamente los mercados, y aun sí contáramos con el número de observaciones necesarias, el análisis simultáneo de un sistema con varios vectores de cointegración, y la subsecuente modelación de la dinámica de corto plazo, parece ser una tarea difícil en la práctica" (traducción propia).

ejemplo, si el mercado monetario no se encuentra en su estado estacionario (i.e. si  $(m1 - pc) - (m1 - pc)^* \neq 0$ ) se presentará cierta presión sobre la inflación. Mas aún, si el valor de corto plazo de la demanda de dinero es mayor a su valor de largo plazo [ $(m1 - pc) > (m1^* - pc^*)$ ], nos indica que existe una presión al alza en los precios al consumidor domésticos. Nótese que la presión inflacionaria provocará una disminución de los saldos monetarios reales y, por lo tanto, eventualmente, el mercado monetario regresará a su estado estacionario. Un proceso similar ocurrirá con los desequilibrios de los mercados laboral y cambiario. Como ya se señaló, además de estos factores también se considerarán aspectos relacionados con la inflación inercial y con la política de precios del gobierno.

### Gráfica 2

Mecanismo de transmisión de las presiones inflacionarias



Nota.- Las variables se definen en el texto. Las que tienen \*, excepto  $pc^*$  e  $l^*$ , representan los valores implícitos en las relaciones de largo plazo. Las variables en minúsculas están expresadas en logaritmos naturales.

### 3. Datos utilizados y sus propiedades

#### 3.1. Datos

Las variables a utilizar tienen una periodicidad mensual y fueron obtenidas de la base de datos del Banco de México. La inflación mensual se mide a través del cambio porcentual del índice nacional de precios al consumidor ( $\Delta^1 pc$ ). Las variables consideradas en los tres diferentes mercados y en el modelo de corrección de errores, MCE, son: índice precios al productor en México ( $pp$ ), productividad media laboral por empleo de la manufactura ( $pr$ ), salario nominal ( $w$ ) medido por las remuneraciones medias de la manufactura, salario real deflactado por los precios al productor ( $w-pp$ ), agregado monetario  $M1$  ( $m1$ ), saldos monetarios reales  $M1$  ( $m1 - pc$ ), ingreso ( $y$ ), el cual es aproximado por el índice del volumen de la producción industrial, tasa de rendimiento a 28 días de los certificados de la tesorería (CETEs) ( $I_{28}$ ), tipo de cambio para solventar obligaciones denominadas en moneda extranjera ( $e$ ), diferencial entre el rendimiento de los CETEs a 91 días y el rendimiento de los certificados del tesoro de Estados Unidos a tres meses ( $I_{91} - I_{91}^*$ ), precios administrados en México ( $padm$ ), precios concertados en México ( $pconc$ ), precios al consumidor en Estados Unidos ( $pc^*$ ) y 12 variables estacionales centradas ( $dc1, dc2, \dots, dc12$ ). Los nombres de las variables en minúsculas indican que éstas se expresan en logaritmos naturales. Las variables con patrones estacionales fueron desestacionalizadas antes de iniciar el análisis de las pruebas y la estimación del modelo.

#### 3.2. Características de los datos

Las características estadísticas de las series económicas que se utilizan en un análisis de cointegración y/o de un MCE son de suma importancia. Como se menciona en el apéndice A, si las variables contenidas en cada una de las regresiones de cointegración son  $I(d)$  y existe una combinación lineal entre ellas que presenta un orden de integración menor a  $d[I(d - b)$ , donde  $b > 0$ ], se dice entonces que las variables están cointegradas. De esta forma es evidente la importancia de analizar el orden de integración de las series que se van a considerar en cada una de las regresiones de cointegración y en el MCE. Para ello, realizaremos pruebas de raíz unitaria en las variables en niveles y en primeras diferencias. La pruebas de raíces



unitarias utilizadas en este documento contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria o no estacionariedad contra la hipótesis alternativa de estacionariedad. Las pruebas estadísticas utilizadas fueron Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP). Se utilizó la prueba ADF cuando los residuales de la prueba DF presentan correlación serial de orden mayor que uno.<sup>9</sup>

La metodología seguida para la aplicación de la prueba de raíces unitarias fue la siguiente: a) se analizan los gráficos de cada serie para determinar si ésta presenta una tendencia y si su media es distinta de cero;<sup>10</sup> b) se realiza la prueba DF y se revisan los residuales de la regresión, si éstos presentan correlación serial, entonces se lleva a cabo la prueba ADF; c) si es necesario, se aplica la prueba ADF con 12 rezagos y se revisa la significancia estadística de cada uno de los coeficientes. Se estima nuevamente la prueba eliminando los rezagos no significativos en la primera etapa, y así sucesivamente. También se toman en cuenta los criterios de Akaike y Schwarz para determinar la estructura de rezagos más apropiada; y d) se realiza la prueba Phillips-Perron con el número de rezagos sugerido por el criterio de Newey-West.<sup>11</sup>

Los resultados de las pruebas estadísticas se muestran en el cuadro 1. En él puede observarse que hay evidencia de la presencia de una raíz unitaria en la mayoría de las variables en niveles que utilizaremos en nuestro análisis. Los precios al consumidor de Estados Unidos (*pc\**), la productividad media de la manufactura en México (*pr*), el ingreso (*y*) y la tasa de rendimiento de los CETEs a 28 días son las únicas series que presentan evidencia mixta. Por un lado, la prueba PP no es concluyente en relación con estas variables (el resultado muestra que las variables pueden ser  $I(0)$  o  $I(1)$ ) y, por el otro, la prueba ADF nos dice que son variables integradas de orden uno. En general, supondremos que estas variables son  $I(1)$ , y que requieren diferenciarse una vez para que sean estacionarias. Este supuesto es el más conservador posible y no afecta en ningún sentido la relevancia

---

<sup>9</sup> La diferencia entre las pruebas ADF y la PP radica en la forma de controlar el problema de correlación serial. La primera de ellas corrige la correlación serial por medio de la inclusión de diferencias rezagadas de la variable endógena, mientras que la segunda realiza una corrección no paramétrica del estadístico  $t$  del parámetro de la variable rezagada.

<sup>10</sup> Es importante señalar que el análisis para cada serie se realiza con constante, constante y tendencia y sin constante ni tendencia, sin embargo el análisis gráfico ayudó a determinar la mejor forma de realizar la prueba.

<sup>11</sup> Por ejemplo, estos procedimientos se describen en detalle en Maddala y Kim (1998).

**Cuadro 1**  
Pruebas de raíces unitarias

Variable	ADF	Rezagos	Características	PP	Rezagos <sup>a</sup>	Características
<i>pc</i>	-2.394	5	c y t	-0.866	4	c y t
<i>pp</i>	-0.796	1	constante	-0.640	4	constante
<i>pr</i>	-3.092	2	c y t	-8.764	4	* c y t
<i>w-pp</i>	-1.778	6	constante	-1.825	4	c y t
<i>m1-pc</i>	-2.357	12	constante	-2.248	4	nada
<i>y</i>	-2.347	4	c y t	-13.206	4	* constante
<i>I<sub>28</sub></i>	-2.417	1	constante	-2.913	4	** constante
<i>e</i>	-2.570	11	c y t	-1.598	4	c y t
<i>pc*</i>	-2.973	12	c y t	-3.575	4	** c y t
<i>padm</i>	-2.744	1	c y t	-2.444	4	c y t
<i>I<sub>91</sub> - I<sub>91</sub>*</i>	-3.325	1	constante	-2.972	4	** constante
$\Delta pc$	-3.081	3	constante	-3.982	4	* constante
$\Delta pp$	-2.222	6	constante	-5.412	4	* constante
$\Delta pr$	-6.207	7	constante	-29.255	4	* constante
$\Delta w - pp$	-3.051	6	constante	-11.135	4	* nada
$\Delta m1 - pc$	-2.265	12	nada	-8.117	4	* nada
$\Delta y$	-4.374	4	constante	-2.972	4	** constante

**Cuadro 1**  
(continuación)

Variable	ADF	Rezagos	Características	PP	Rezagos <sup>a</sup>	Características
$\Delta I_{28}$	-7.052	4	nada	-8.731	4	nada
$\Delta e$	-6.299	3	constante	-12.082	4	constante
$\Delta pc^*$	-4.358	2	constante	-8.892	4	constante
$\Delta padm$	-8.866	1	constante	-9.319	4	constante

\* Rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad al 1% de significancia,

\*\* Rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad al 5% de significancia,

\*\*\* Rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad al 10% de significancia,

<sup>a</sup> Número de rezagos sugerido por Newey-West,

c y t = constante y tendencia.

de los resultados obtenidos. Por otra parte, las pruebas sobre las variables en primeras diferencias muestran que las series son integradas de orden igual o inferior a 1.

#### 4. Análisis de las relaciones de largo plazo

En esta sección se analizan por separado las regresiones de cointegración (es decir, las relaciones de largo plazo) del mercado laboral, del mercado monetario y del mercado cambiario. Dichas regresiones forman parte de la primera etapa de nuestro enfoque. En la sección siguiente se utilizan los resultados aquí obtenidos para estimar el modelo de corrección de errores.

##### 4.1. Mercado monetario

Aquí se busca estimar una ecuación de cointegración o de largo plazo para el mercado monetario.<sup>12</sup> La variable dependiente de nuestro modelo será la demanda por  $M1$  en términos reales.<sup>13</sup>

La teoría de la demanda de dinero sostiene que existen dos motivos principales por los que un agente económico quisiera mantener dinero.<sup>14</sup> El primero de ellos es el llamado motivo transacción, y surge debido a la utilización del dinero como medio de intercambio. El segundo, se refiere al factor especulativo proveniente del hecho de que el dinero es uno más de los elementos de la canasta de activos en los cuales un individuo puede invertir su riqueza. Con base en

---

<sup>12</sup> Un análisis similar al que proponemos, fue realizado por Ramos-Francia (1993). El autor al utilizar la técnica de cointegración de Johansen encontró un solo vector de cointegración para la demanda de dinero.

<sup>13</sup> Román y Vela (1996) modelaron ecuaciones en diferencias para los distintos agregados monetarios en México. Ellos encontraron que la estimación para billetes y monedas en términos reales presentaba las mejores propiedades estadísticas entre los distintos agregados monetarios. Más reciente, Garcés (2001) también estimó una demanda de dinero utilizando como variable dependiente los billetes y monedas en términos reales. Nosotros estimamos funciones de demanda para billetes y monedas en términos reales y para  $M2$  real, y en ambos casos también se obtuvieron resultados satisfactorios y estables para la totalidad de la muestra. Sin embargo, nosotros preferimos utilizar  $M1$  por ser lo más común en la literatura empírica.

<sup>14</sup> Goldfeld y Sichel (1990) revisan la literatura empírica y teórica sobre la demanda de dinero.

la teoría de la demanda de dinero se puede esperar que ocurran dos fenómenos: i) el agente económico conserva mayores cantidades de dinero entre mayor sea el número de transacciones planeadas y ii) los individuos no mantendrán la totalidad de su riqueza en dinero debido al costo de oportunidad que esto les representa (i.e. los rendimientos de los activos en los que puede invertir su riqueza). Por lo tanto, la decisión de cómo distribuye un agente su riqueza entre los activos existentes hace posible que la demanda de dinero pueda ser analizada dentro del marco de un problema de optimización, que involucre un balance entre los beneficios esperados de mantener una unidad más de dinero para llevar a cabo las transacciones planeadas y el costo de oportunidad de conservar esa misma unidad de dinero.

En la literatura sobre el tema se menciona que los determinantes de la demanda de dinero se pueden agrupar en tres tipos de variables: a) variables de escala (referentes a la demanda de dinero por motivo transacción); b) variables de costo de oportunidad (relativas al motivo especulativo); y c) otras variables relevantes para el comportamiento de dicha demanda (salario real, medidas de volatilidad, etc.). Las variables independientes que nosotros utilizaremos son las siguientes: 1) ingreso ( $y$ ), como variable de escala; 2) el rendimiento de los CETES a 28 días ( $I_{28}$ ), como una variable que refleja el costo de oportunidad; 3) el salario real deflactado por los precios al productor ( $w-pp$ ); y 4) una variable dicotómica que captura un cambio contable que se presentó en  $M1$  a fines de 1991 ( $Dm1$ ).<sup>15</sup> Por lo tanto, la ecuación de largo plazo que se postula es la siguiente:

$$m1 - pc = f(y, I_{28}, w - pp, Dm1) \quad (4.1)$$

con  $f_1 > 0$ ,  $f_2 < 0$ ,  $f_3 > 0$ ,  $f_4 > 0$ .

La inclusión del salario real en la función (4.1) se puede justificar de dos maneras. Por una parte, la variable puede verse como una forma adicional de capturar el costo de oportunidad. Esto se debe a que cada vez que un agente económico dedica tiempo para obtener medios de pago (dinero), estará incurriendo en un costo de oportunidad, ya que el agente habría podido ocupar ese tiempo en actividades que le hubiesen generado algún ingreso. Por ello, un aumento en el salario real incrementa el costo de oportunidad derivado del tiempo requerido para obtener medios de pago. Alternativamente,

---

<sup>15</sup> El cambio tuvo que ver con una modificación en la contabilidad de las cuentas maestras en México (véase Banco de México, 1991). La variable  $Dm1$  es igual a 0 hasta septiembre de 1991 e igual a 1 a partir de entonces.

podríamos pensar que el salario real representa una medida complementaria al ingreso como variable de escala, sobretodo si consideramos la posibilidad de que los asalariados tengan una elasticidad-ingreso de la demanda por dinero distinta a la del resto de la población. En cualquier caso, es razonable postular que existe una relación positiva entre la demanda de dinero y el salario real ( $f_3 > 0$ ).<sup>16</sup>

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la regresión de cointegración para el mercado monetario. Como puede apreciarse, los coeficientes del ingreso, del salario real y de la tasa de interés de corto plazo presentan los signos esperados. En cuanto a las magnitudes, un resultado a destacar es la elasticidad unitaria que presenta la demanda de dinero en relación con el salario real. A diferencia de Román y Vela (1996), donde se obtiene una elasticidad de largo plazo de la demanda de dinero en relación con el salario real de 0.8, en este documento se encuentra que la demanda por saldos monetarios reales crecerá en la misma proporción que los aumentos en el salario real. En lo que se refiere a la elasticidad-ingreso (0.61), ésta es relativamente baja comparada con la elasticidad de largo plazo de 0.91 encontrada en Ramos-Francia (1993) y de 1.03 por Román y Vela (1996), aunque dicho resultado está relativamente en línea con la elasticidad-ingreso de 0.48 que encontró Garcés (2001). A pesar del contundente rechazo de la hipótesis de elasticidad unitaria del ingreso, es clara la significancia estadística del motivo transacción en la demanda de dinero.

### Cuadro 2

*Regresión de cointegración para el mercado monetario*  
Variable dependiente:  $m1 - pc$

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>
<i>C</i>	8.0204*	0.3594
<i>Y</i>	0.6138*	0.0497
<i>w-pp</i>	1.0051*	0.0611
<i>I<sub>28</sub></i>	-0.0051*	0.0005
<i>Dm1</i>	0.4590*	0.0180

<sup>16</sup> Para una revisión más extensa sobre el tema ver Román y Vela (1996).

**Cuadro 2**  
(continuación)

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>
$R^2$ ajustada	0.9804	T = 142
<i>RSS</i>	0.3939	
Estad. <i>F</i>	1715.03	
Muestra	1989:1	2000:10

Nota: \* El coeficiente es estadísticamente distinto de cero al 1% de nivel de significancia.

Por su parte, el coeficiente de la tasa de interés que se obtuvo en la ecuación de largo plazo tiene el signo previsto y es estadísticamente significativo. El coeficiente estimado (-0.0051) es superior, en valor absoluto, al obtenido por Román y Vela (-0.0022). Sin embargo, dicho valor es muy cercano al obtenido recientemente por Garcés (2001) para el periodo 1983-2000 (-0.0052). Debe señalarse que tanto la elasticidad-ingreso de 0.60 como la semi-elasticidad de la tasa de interés de -0.005, son compatibles con una variante simple de la teoría de la demanda de dinero de Baumol-Tobin (McCallum, 1989, cap. 3).

Con la finalidad de investigar si los errores de la regresión de cointegración son estacionarios se recurre nuevamente a las pruebas canónicas de raíces unitarias DF, ADF y PP. No obstante, es sabido que los valores críticos que deben utilizarse en pruebas de raíz unitaria sobre los residuales, no son los mismos que los que se utilizan en pruebas de raíz unitaria para una serie de tiempo tradicional. Por ello, varios autores proponen utilizar valores críticos más exactos, que dependen del número de variables  $I(1)$  en el lado derecho de la regresión y de la naturaleza no estocástica de los regresores de la regresión de cointegración (Davidson y McKinnon, 1993). La hipótesis sobre la estacionariedad de los residuales de la regresión de cointegración no es rechazada por los datos. Para las pruebas DF, ADF y PP se siguió la misma metodología de la sección anterior. En esta ocasión la prueba DF tiene validez debido a que los residuales de la misma no presentaron problemas de correlación serial. Al comparar los valores calculados con los valores críticos para cada estadístico del cuadro 3 se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad de los residuales a un nivel de significancia del 1%. Por lo tanto, se puede concluir que existe una relación de largo plazo entre los saldos monetarios reales, el ingreso, el salario real y la variable determinística  $Dm1$ .

Para ratificar los resultados obtenidos por las pruebas DF, ADF y PP, se realizaron las pruebas no paramétricas de raíces unitarias sobre los residuales sugeridas en Phillips-Ouliaris (1990). Los resultados de la prueba se muestran en el apéndice C, junto con una breve explicación de la metodología. Por último, en la gráfica 3 se muestra el comportamiento de los residuales de la regresión de cointegración.<sup>17</sup>

### Cuadro 3

*Pruebas de raíces unitarias para los residuales del mercado monetario<sup>+</sup>*

<i>Valor crítico</i>	<i>DF</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>
	-5.089*	-4.607*	-5.004*
1%	-4.29	-4.29	-4.29
5%	-3.74	-3.74	-3.74

<sup>+</sup> Los valores críticos mostrados corresponden a los obtenidos por Davidson y Mackinnon (1993), tabla 20.2.

\* Rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad al 1% de significancia.

#### 4.2. Mercado cambiario (*paridad del poder de compra*)

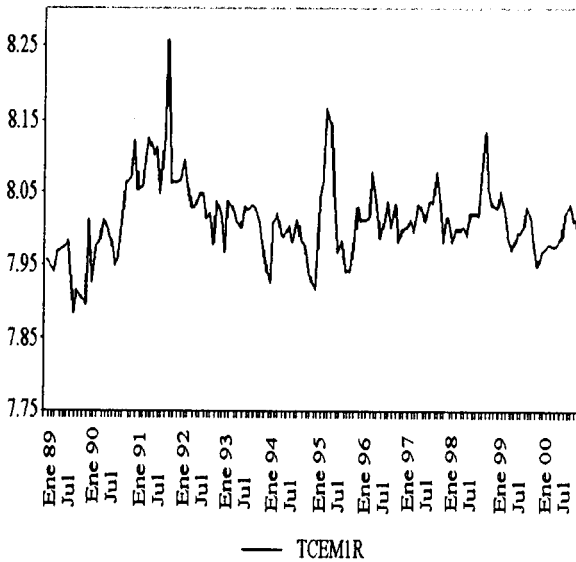
En esta subsección se modela el mecanismo de transmisión de la inflación externa a los precios domésticos por medio del mercado cambiario. La teoría económica sostiene que la inflación en una economía abierta puede verse afectada por los movimientos de los precios externos medidos en dólares y por las oscilaciones en el tipo de cambio nominal. En la literatura sobre el tema se ha demostrado el impacto que tienen los incrementos de los precios de los insumos importados y las depreciaciones del tipo de cambio en la dinámica inflacionaria mexicana.<sup>18</sup> Por lo tanto, para modelar el mecanismo de transmisión de la inflación externa se decidió investigar si los precios domésticos guardan una relación de largo plazo con los precios externos (expresados en pesos).

<sup>17</sup> El nivel del residual de la regresión de cointegración mostrada en el cuadro 2 no tiene media cero debido a que a ellos se les suma el valor de la constante (en este caso 8.02). Esto último con la finalidad de que la constante del MCE incorpore el efecto de las constantes de cada mercado.

<sup>18</sup> Ver, por ejemplo, Kamin (2001) y Garcés (2002).



**Gráfica 3**  
*Residuales de la regresión de cointegración  
 de la demanda de dinero*



Algunas teorías suponen que existe un solo mercado mundial para bienes y capitales, de modo que la paridad de poder de compra (PPP, por sus siglas en inglés) y, por lo tanto, la ley de un solo precio (LOP, sus siglas en inglés) se cumplen en el largo plazo. La idea básica de las diversas versiones de la PPP es que las monedas representan poder de compra sobre los bienes y servicios y que el tipo de cambio nominal se ajusta, de tal forma, que se mantiene constante el poder adquisitivo de cada moneda. La versión más simple de la PPP es la LOP, la cual sostiene que el precio de un bien (expresado en una misma moneda) debe ser igual en cualquier parte del mundo donde éste se adquiera.<sup>19</sup> La LOP se puede expresar de la siguiente manera:

$$P_{it} = E_t P_{it}^* \quad (4.2)$$

<sup>19</sup> Para una revisión de la literatura teórica y empírica sobre la LOP y la PPP ver Froot y Rogoff (1995).

donde  $P_{it}$  y  $P_{it}^*$  son los precios domésticos y precios externos del bien  $i$ , expresados cada uno en su propia moneda, y  $E_t$  es el tipo de cambio nominal en el tiempo  $t$ . En este estudio, el análisis de cointegración se llevó a cabo sobre la versión absoluta de la PPP. La diferencia entre esta última y la LOP es que la PPP absoluta utiliza índices de precios en lugar del precio de un solo bien. Es decir:

$$P_t = \sum_i w_i P_{it} \text{ y } P_t^* = \sum_i w_i^* P_{it}^*$$

donde  $P_t$  y  $P_t^*$  son los índices de precios de los bienes domésticos y externos, respectivamente, y  $w_i$  y  $w_i^*$  son ponderadores de la importancia del bien  $i$  en la economía respectiva. La versión absoluta de la PPP se puede escribir de la misma forma:

$$P_t = E_t P_t^* \quad (4.3)$$

En una economía abierta con tipo de cambio flexible, la PPP absoluta se cumple si el tipo de cambio nominal se ajusta para mantener constantes los precios relativos. Por lo tanto, para probar si esta versión de la PPP se realiza se hace la siguiente regresión:<sup>20</sup>

$$e = \beta_0 + \beta_1 pc + \beta_2 pc^* + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

donde  $pc$  y  $pc^*$  son los índices de precios consumidor para México y Estados Unidos, respectivamente, y  $e$  es el tipo de cambio nominal entre ambos países. Las variables se expresan en logaritmos.

Al realizar la prueba de estacionariedad sobre los residuales de la regresión de cointegración (4.4), se llegó a la conclusión que las desviaciones de la PPP de su nivel de largo plazo, no presentan un proceso de reversión a la media y, por lo tanto, que los precios domésticos y los externos (expresados en la misma moneda) no cointegran. El resultado no es sorprendente, ya que obtener estacionariedad para el tipo de cambio real es sumamente difícil, debido a las no-linealidades presentes en la respuesta de los productores a cambios en los precios y al relativamente corto periodo analizado (Froot y Rogoff, 1995).

En el caso danés, Juselius (1992) obtuvo una velocidad de ajuste más alta que la de PPP, al incluir un diferencial entre las tasas de interés doméstica y la externa dentro del espacio de cointegración. Dicho resultado apoya la hipótesis de que la determinación del tipo

---

<sup>20</sup> Una prueba débil sobre cointegración entre los precios relativos y el tipo de cambio nominal se puede realizar a través de la hipótesis de estacionariedad del tipo de cambio real. Ver Froot y Rogoff (1995).

de cambio se lleva a cabo, tanto en el mercado de bienes, como en el de capitales, por lo que es necesario tomar en cuenta la interacción entre ambos mercados para determinar el comportamiento del tipo de cambio y, por ende, el de la PPP.

Por tanto, y con base en Juselius (1992), se especificó una nueva regresión de cointegración, que llamaremos PPP aumentada, como sigue:

$$e = f(pc, pc^*, I_{91} - I_{91}^*) = \beta_0 + \beta_1 pc + \beta_2 pc^* + \beta_3 (I_{91} - I_{91}^*) + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

donde se espera que los residuales sean estacionarios [ $\varepsilon_t \sim I(0)$ ]. Para que se cumpla la “PPP aumentada” absoluta se espera que  $\beta_0 = 0$ ,  $\beta_1 = 1$  y  $\beta_2 = -1$ .

Los resultados de la regresión (4.5) se presentan en el cuadro 4. Como se puede observar, la prueba de Wald sobre los coeficientes no rechaza la hipótesis nula donde se propone que  $\beta_1 = -\beta_2 = 1$ , lo cual demuestra que el tipo de cambio nominal está en función del diferencial entre los precios al consumidor de México y de Estados Unidos.<sup>21</sup> Como lo sugiere la teoría,  $\beta_0$  no resultó ser estadísticamente distinto de cero. Por su parte, el coeficiente asociado al diferencial de tasas de interés fue positivo y significativo. Este resultado es compatible con un modelo monetario de determinación del tipo de cambio en el largo plazo (es decir, con precios flexibles, Krugman y Obstfeld, 2000).

#### Cuadro 4

*Regresión de cointegración para la paridad del poder de compra. Variable dependiente: e*

<i>Variable</i>	<i>TC</i>	<i>Error estándar</i>
<i>C</i>	1.412	1.545
<i>pc</i>	1.019*	0.056
<i>pc*</i>	-0.991*	0.361
<i>I<sub>91</sub> - I<sub>91</sub><sup>*</sup></i>	0.010*	0.001
<i>R<sup>2</sup> ajustada</i>	0.981	T = 142
<i>RSS</i>	0.756	

<sup>21</sup> El resultado es compatible con los obtenidos recientemente por Lothian y McCarthy (2001) y Santaella (2002), quienes estimaron versiones de largo plazo de la teoría de la paridad del poder de compra para el caso de México.

**Cuadro 4**  
(continuación)

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error estándar</i>
Estad. $F$	2401	
Muestra	1989:1	2000:10
Prueba Wald	$\beta_1 = -\beta_2 = 1$	$F = 1.976^{++}$

<sup>++</sup> No se rechaza la hipótesis nula  $\beta_1 = -\beta_2 = 1$

\* El coeficiente es estadísticamente distinto de cero al 1% de nivel de significancia.

Los residuales de la regresión de cointegración se muestran en la gráfica 4 y sus pruebas de estacionariedad en el cuadro 5. La prueba DF no se toma en cuenta debido a que hay problemas de correlación serial. Al comparar los valores obtenidos para cada estadístico con los valores críticos para la ADF, PP,  $Z_\alpha$  y  $Z_t$  se concluye que, los residuales de la regresión de cointegración (5) son estacionarios y, por lo tanto, estos valores pueden ser incluidos en un modelo de corrección de errores. En conclusión, los resultados de la sección han mostrado que existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal, los precios al consumidor de México y Estados Unidos y un diferencial entre tasas de interés de corto plazo de ambos países.

**Cuadro 5**

*Pruebas de raíces unitarias para los residuales  
para la paridad del poder de compra<sup>+</sup>*

<i>Valor crítico</i>	<i>DF</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>
	-4.939*	-4.094*	-4.802*
1%	-3.90	-3.90	-3.90
5%	-3.34	-3.34	-3.34

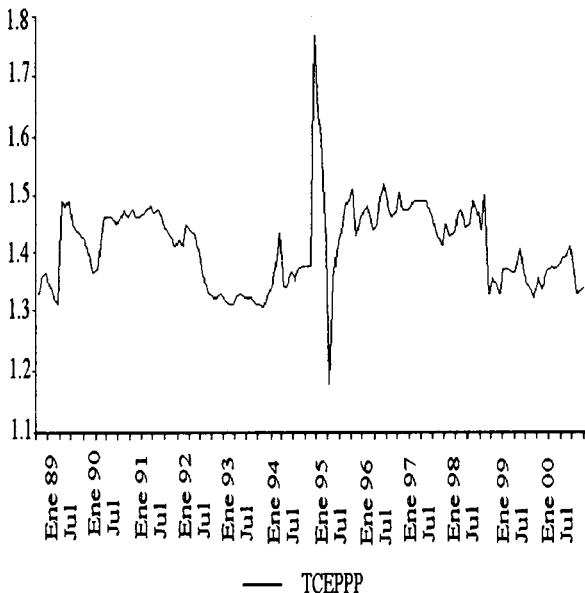
<sup>+</sup> Los valores críticos corresponden a los obtenidos por Davidson y Mackinnon (1993), ver nota cuadro 3.

#### 4.3. Mercado laboral

Varios de los modelos de inflación que se han estimado para el caso de México sugieren que los salarios ejercen cierta influencia en la determinación de la dinámica inflacionaria (Garcés, 2002; Pérez-López,

1996; Yacamán, 1984). Por consiguiente es necesario incluir en el modelo de inflación las desviaciones de la relación de largo plazo del mercado laboral, como un factor fundamental del comportamiento de los precios.

**Gráfica 4**  
*Residuales de la regresión de cointegración  
del mercado cambiario*



Con base en un modelo de *mark-up* se plantea la hipótesis de una relación de largo plazo entre el salario real y la productividad.<sup>22</sup> En este caso se trata de investigar si los productores trasladan una parte de los aumentos otorgados en los salarios reales, cuando el crecimiento en la productividad no compensa, en su totalidad, los aumentos en los costos (salarios).<sup>23</sup> Para el caso de México no se encontró una

<sup>22</sup> Dado un incremento en el salario real, un productor no buscará trasladarlo a los precios de su producto si este corresponde a un aumento de la productividad, es decir, si  $\Delta(w - pp) = \Delta pr$ . Por lo tanto, si se cumple esto último se esperaría que los salarios reales y la productividad fluctúen juntos en el largo plazo.

<sup>23</sup> El modelo sostiene que la brecha entre el salario real y la productividad es estacionario si el productor busca un margen de ganancias fijo.

combinación lineal entre dichas variables que fuera estacionaria. Lo que nos lleva a concluir que, probablemente, la regresión del mercado laboral no es gobernada únicamente por factores del lado de las empresas (i.e. por el *mark-up*).

Debido a lo anterior, recurrimos a una especificación alternativa que incorpora los resultados desarrollados por Nymoen (1989, 1992). El autor propone un modelo de salarios para la economía finlandesa donde son incluidos factores, tanto del lado de las empresas, como del de los trabajadores. Dentro de éstos últimos, Nymoen incluye información sobre la relación entre los precios al consumidor y los precios al productor. Por ello, la especificación de largo plazo del equilibrio en el mercado laboral que utilizaremos en este trabajo es la siguiente:

$$w = f(pc, pp, pr) = \beta_0 + \beta_1 pc + \beta_2 pp + \beta_3 pr + \varepsilon \quad (4.6)$$

donde  $w$  es el salario nominal,  $pc$  los precios al consumidor domésticos,  $pp$  los precios al productor domésticos y  $pr$  la productividad media de la manufactura.

Si reparametrizamos la ecuación (4.6) se puede obtener la siguiente ecuación del salario real:

$$w - pp = \beta_0 + \beta_1 pc + (\beta_2 - 1)pp + \beta_3 pr + \varepsilon \quad (4.7)$$

donde se espera que los residuales sean estacionarios [ $\varepsilon_t \sim I(0)$ ].

De las ecuaciones (4.6) y (4.7) se espera un coeficiente positivo asociado a los precios al consumidor ( $\beta_1 > 0$ ), por las presiones salariales que ejercerán los trabajadores al enfrentar incrementos en los precios de los bienes y servicios que consumen. El parámetro de los precios al productor se prevé que sea menor a cero ( $\beta_2 - 1 < 0$ ) debido a que una posible respuesta de las empresas frente a un incremento en los precios de otros insumos, *ceteris paribus*, podría ser la de reducir su demanda por trabajo, con lo cual disminuiría el salario real de equilibrio.<sup>24</sup> Finalmente, se considera que la productividad presente una elasticidad unitaria, lo que sería consistente con un modelo tipo *mark-up* como el que se describió anteriormente.

Los resultados de la ecuación (4.7) se presentan en el cuadro 6. Las elasticidades son estadísticamente distintas de cero y muestran

---

<sup>24</sup> Una explicación alternativa podría incluir la consideración de que los precios al consumidor tienen un fuerte componente de bienes no comerciables, mientras que los precios al productor tienden a incluir una parte importante de ellos. En este caso, sin embargo, no es muy claro la razón por la cual los cambios en estas variables tendrían efectos asimétricos en el salario real.

los signos esperados. En el caso de la productividad no se rechaza la hipótesis de elasticidad unitaria, lo cual es consistente con un modelo de *mark-up*.

### Cuadro 6

*Regresión de cointegración para el mercado laboral. Variable dependiente:  $w - pp$*

<i>Variable</i>	$w_t - pp_t$	<i>Error estándar</i>
<i>C</i>	0.483	0.418
$pc_t$	2.700*	0.158
$pp_t$	-3.1471*	0.152
$pr_t$	1.029*	0.115
$R^2$ ajustada	0.840	T = 142
<i>RSS</i>	0.305	
Estad. <i>F</i>	248.2	0.063
Muestra	1989:1	2000:10

\* El coeficiente es estadísticamente distinto de cero al 1% de nivel de significancia.

Las pruebas sobre los residuales se muestran en el cuadro 7, en tanto que el nivel de los mismos en la gráfica 5. La prueba DF tiene problemas de correlación serial por lo cual no podemos llevar a cabo el proceso de inferencia estadística por medio de ella. Las pruebas ADF, PP,  $Z_\alpha$  y  $Z_t$  rechazan la hipótesis de no estacionariedad y, por lo tanto, se concluye que existe una combinación lineal estacionaria entre el salario real, los precios al consumidor, los precios al productor domésticos y la productividad media en la industria manufacturera.

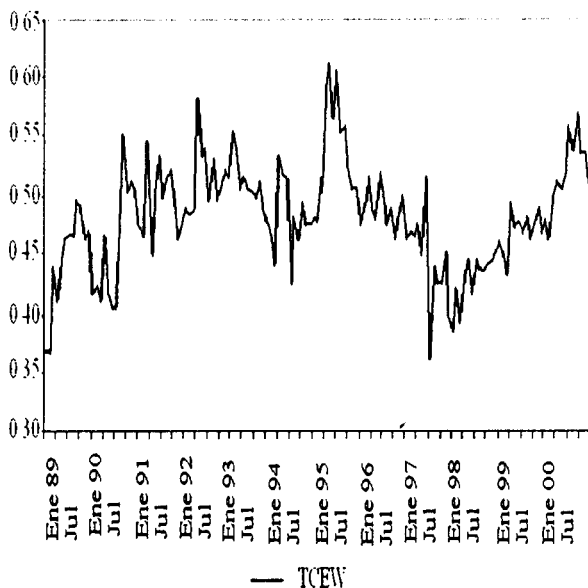
### Cuadro 7

*Pruebas de raíces unitarias para los residuales del mercado laboral<sup>†</sup>*

<i>Valor crítico</i>	<i>DF</i>	<i>ADF</i>	<i>PP</i>
	-5.29*	-3.93*	-5.20*
1%	-3.90	-3.90	-3.90
5%	-3.34	-3.34	-3.34

<sup>†</sup> Los valores críticos corresponden a los obtenidos por Davidson y Mackinnon (1993), ver nota cuadro 3.

**Gráfica 5**  
*Residuales de la regresión de cointegración  
 para el mercado laboral*



En resumen, se han estimado las relaciones de largo plazo que vinculan el nivel de precios con una serie de variables económicas en los mercados monetario, cambiario y laboral. En la siguiente sección procederemos a analizar los determinantes de la inflación en el corto plazo, utilizando como variables explicativas, entre otras, los residuales de las relaciones de largo plazo.

## 5. Modelo de inflación mensual

A continuación se presentan los resultados del modelo de inflación mensual para el periodo 1989.1-2000.10, bajo el esquema de un modelo de corrección de errores, MCE. El modelo estimado, además de utilizar como factores explicativos de la inflación los residuales de las relaciones de largo plazo de los mercados monetario, laboral y cambiario que fueron estimadas en la sección anterior, también utiliza otras variables estacionarias [ $I(0)$ ] como determinantes de la inflación.



### 5.1. Estimación del modelo de inflación mensual

El primer paso en la estimación del modelo consistió en suponer que la inflación mensual en México se explica por dos grupos de variables,  $\Omega_1$  y  $\Omega_2$ . Donde  $\Omega_1$  es la información que proviene de las desviaciones del estado estacionario, de las relaciones de largo plazo que se estimaron en la sección anterior; mientras que  $\Omega_2$  es el conjunto formado por otras variables estacionarias que tienen efectos de corto plazo sobre la inflación mensual. Por lo tanto  $\Omega_1$  y  $\Omega_2$  se pueden escribir de la siguiente forma:

$$\Omega_1 = [TCEPPP, TCEM1, TCEW]$$

donde TCEPPP, TCEM1 y TCEW son los residuales de las relaciones de largo plazo de la paridad del poder de compra, del mercado monetario y laboral, respectivamente. En tanto que

$$\Omega_2 = [\Delta^1 pc_{t-j}, \Delta^1 padm_{t-j}, \Delta^1 pconc_{t-j}, \\ \Delta^1 (tc \cdot pc^*)_{t-j}, (I_{91} - I_{91}^*)_{t-j}, D_t], \quad j = 0, 1, \dots, 12$$

donde  $\Delta^1 pc$  es la inflación rezagada,  $\Delta^1 padm$  el cambio en los precios administrados por el gobierno,  $\Delta^1 pconc$  el cambio en los precios concertados,  $\Delta^1 (tc \cdot pc^*)$  el cambio en los precios externos expresados en pesos,  $I_{91} - I_{91}^*$  es el diferencial de las tasas de interés entre México y Estados Unidos y  $D_t$  un vector de variables estacionales centradas.

En el siguiente paso se estimó el MCE con las variables estacionarias contenidas en  $\Omega_2$  rezagadas hasta doce periodos. El tercer paso consistió en la eliminación de las variables que no fueron significativas a un 5% de nivel de significancia. Este procedimiento se realizó en forma recursiva, hasta que cada una de las variables del modelo fueran estadísticamente distintas de cero al 5% de nivel de significancia. En relación a los signos de los parámetros, se espera que los coeficientes de ajuste de los tres mercados sean positivos. La estimación final del modelo se presenta en el cuadro 8.<sup>25</sup>

Las gráficas 6 y 7 muestran el comportamiento de los valores ajustados y de los residuales del modelo estimado. En general, el ajuste del modelo es bastante bueno y los residuales están dentro de márgenes razonables. Por lo que respecta a las propiedades estadísticas del modelo, en el cuadro 9 se muestran los resultados de las pruebas de correlación serial, normalidad y cambio estructural.

<sup>25</sup> El apéndice B muestra los resultados de dos estimaciones alternativas que se obtienen con el método de Johansen. Allí se observa la gran similitud entre los resultados de Engle y Granger y los de Johansen.

## Cuadro 8

*MCE para la inflación mensual consistente con una matriz de varianzas y covarianzas heterocedástica. Muestra 1989.02 - 2000.10.*  
*Variable dependiente:  $\Delta^1 pc$*

<i>Variable</i>	$\Delta^1 pc_t$	<i>Error estándar</i>
<i>C</i>	-0.114*	0.039
<i>Tceppp</i>	0.017**	0.006
<i>Tcem1</i>	0.010**	0.005
<i>Tcew</i>	0.016*	0.007
$\Delta^1 pc_{t-1}$	0.426*	0.041
$\Delta^1 padm_t$	0.082*	0.021
$\Delta^1 pconc_t$	0.074*	0.006
$\Delta^1 (tc \cdot pc^*)_{t-1}$	0.023*	0.009
$(I_{91} - I_{91}^*)_t$	0.002*	0.000
<i>Dc1</i>	-0.005*	0.001
<i>Dc12</i>	-0.003*	0.001
<i>R<sup>2</sup> ajustada</i>	0.931	T = 141
<i>RSS</i>	0.001	
<i>EER</i>	0.003	
<i>Muestra</i>	1989:02	2000:10

RSS = Suma de residuales al cuadrado,

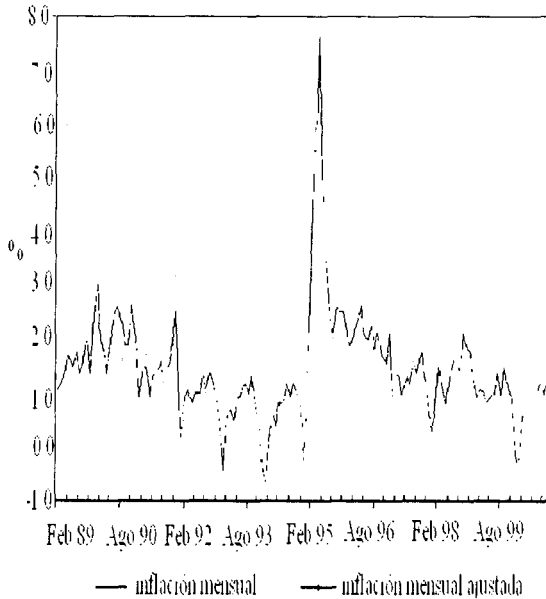
EER = Error estándar de la regresión.

En relación con el supuesto de normalidad de las innovaciones, el estadístico de la prueba Jarque-Bera rechaza la hipótesis nula de normalidad. El problema fundamental de la no-normalidad proviene del exceso de curtosis que presentan los residuales, y no de una marcada asimetría en éstos. El resultado no es sorprendente debido a los grandes cambios que presenta en ciertas ocasiones la serie de precios. Por lo tanto, a pesar del buen ajuste que caracteriza al modelo, éste no puede pronosticar totalmente las grandes fluctuaciones del índice de precios, por lo que en algunas fechas el residual presenta valores extremos que causan el exceso de curtosis.<sup>26</sup> Por otra parte, los resultados del modelo estimado no presentan problemas de correlación

<sup>26</sup> Otros trabajos similares también han rechazado normalidad de los residuos.

serial ni de efectos ARCH en los residuales. El modelo originalmente estimado exhibía problemas de heteroscedasticidad de acuerdo con la prueba de White, por lo que se optó por utilizar los errores estándar que son consistentes con la presencia de heteroscedasticidad en los residuos.

**Gráfica 6**  
*Valor observado y ajustado del MCE para la inflación mensual mexicana*



5.2. Resultados del modelo

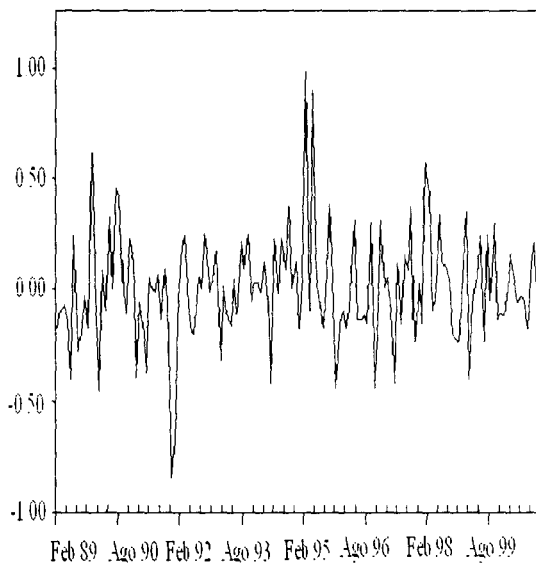
El resultado más importante del modelo es la significancia estadística que presentan los coeficientes de ajuste para cada uno de los mercados. De dicho resultado se concluye que los desequilibrios del estado estacionario de los mercados laboral, monetario y cambiario son determinantes importantes de la inflación en México. Los coeficientes

---

Ver, por ejemplo, Garcés (2002). Si embargo, es importante señalar que los errores de mayor magnitud no excedieron en más de 1 punto porcentual al valor observado de la inflación mensual.

de los términos de corrección de errores muestran que la velocidad de ajuste entre los mercados laboral y cambiario es muy parecida, y que la velocidad de ajuste del mercado monetario es la menor de las tres.

**Gráfica 7**  
*Residuales del MCE para la inflación mensual en México*



**Cuadro 9**  
*Pruebas de especificación*

<i>Supuesto</i>	<i>Estadísticos</i>	<i>Probabilidad</i>
<i>Normalidad</i>	Jarque Bera = 40.96	0.00
Jarque Bera	Curtosis = 5.45	
	Simetría = 0.48	
<i>Correlación serial</i>		
Breusch-Godfrey	F = 0.82	0.63
(12) LM	Obs* R - sq = 10.84	0.54
<i>Efectos ARCH</i>	F = 1.03	0.43
ARCH (12)	Obs* R - sq = 12.41	0.41

Por lo que respecta al mercado cambiario, éste presenta el coeficiente de ajuste con mayor significancia estadística. En este caso cuando el término de corrección de errores es positivo (negativo) (i.e.  $e - e^* > (<)0$ ), la dinámica del modelo estimado indica que los precios domésticos deberán de aumentar (disminuir) para lograr reestablecer el equilibrio de largo plazo. La explicación del mecanismo descrito radica en el grado de sobre o subvaluación del tipo de cambio nominal, con respecto a su nivel de largo plazo implícito en la ecuación estimada de la PPP ampliada. Por ejemplo, si el tipo de cambio se ubica por encima (debajo) de su nivel de largo plazo, podría decirse que el peso se encuentra subvaluado (sobreevaluado) con relación al dólar. Dicha subvaluación (sobreevaluación) de la moneda doméstica provoca que los productos importados presenten un mayor (menor) costo para el consumidor y/o para el productor doméstico, lo cual tenderá a reflejarse en una mayor (menor) inflación en el corto plazo. La importancia del mercado cambiario en la determinación de la dinámica inflacionaria en México es compatible con los resultados de Dornbusch, Sturzenegger y Wolf (1990) y Dornbusch (1987).

Para el mercado laboral se obtiene también una velocidad de ajuste positiva. Al igual que para los mercados monetario y cambiario, cuando el término de corrección de errores del mercado laboral, TCEW, es positivo (negativo) (i.e.  $w - w^* > (<)0$ ), el salario real de corto plazo se encuentra por encima (debajo) de su nivel de largo plazo. Para que el mercado laboral regrese a su estado estacionario se requiere que el índice nacional de precios al consumidor aumente (disminuya). Por lo tanto, para que el mecanismo descrito se cumpla, el coeficiente de ajuste del mercado laboral debe ser mayor que cero. La interacción entre el desequilibrio del mercado laboral y la inflación mensual en México es consistente con esta explicación. La dinámica descrita entre el mercado laboral y los precios supone que los desequilibrios de dicho mercado son una aproximación de las presiones de demanda agregada, por lo que, si el salario nominal se encuentra por encima de su nivel de largo plazo, se presentará un exceso de demanda agregada que presionará al alza los precios domésticos. El resultado es compatible con los modelos que hablan tanto de la relación entre precios y salarios (*push-inflation*), como de aquellos que enfatizan la importancia de los excesos de demanda en la determinación de la inflación.

Uno de los resultados más sobresalientes del modelo es la significancia estadística del mercado monetario en la determinación del comportamiento de largo plazo de los precios.<sup>27</sup> La dinámica de re-

<sup>27</sup> Debe tenerse en cuenta que varios modelos de la inflación en México descarta-

versión a la media funciona de la siguiente manera: si el término de corrección de errores es positivo (negativo), es decir, si los saldos monetarios reales observados son mayores (menores) que los saldos monetarios reales de largo plazo, esto provocará una presión al alza (a la baja) de los precios domésticos con el objetivo de regresar al estado estacionario. Los resultados son consistentes con los modelos que suponen que excesos de oferta en el mercado monetario son una posible fuente de inflación (Friedman, 1956).

Además de los efectos de largo plazo de los términos de corrección de errores sobre la inflación mensual, también se encontraron diversos efectos de corto plazo que influyen en la misma. Las variables  $I(0)$  incluidas en el MCE componen la estructura de corto plazo que trata de capturar dichos efectos. Por ejemplo, el coeficiente del término autoregresivo nos proporciona una idea sobre el componente inercial del proceso inflacionario, el cual ayuda a que el proceso de reversión a la media para cada mercado se desarrolle a mayor velocidad. El resultado para este parámetro nos indica que por cada punto porcentual de inflación de los precios al consumidor en el periodo  $t$ , se da lugar a un aumento de 0.42% en el nivel de precios en el periodo  $t + 1$ . Es conveniente destacar que el resultado es similar al encontrado por Garcés (2002), y que el coeficiente obtenido es sumamente parecido al coeficiente de inflación inercial que encontró Durevall (1998) para el caso brasileño.

Las variables de precios administrados (*padm*) y precios concertados (*pconc*) presentan los signos esperados, aunque su magnitud es relativamente baja en comparación con los resultados obtenidos en otros estudios (Gamboa, 1997).<sup>28</sup> Existen dos justificaciones para la inclusión de estas dos variables de precios: la primera, se refiere a su importancia en el ponderador del INPC, 6.31% para los precios administrados y 9.90% para los concertados; la segunda descansa en la necesidad de incorporar los efectos indirectos de los cambios en estos precios, sobre el comportamiento de la inflación general de la economía. En general, puede observarse que una vez que se toman en

---

ban la posibilidad de que el dinero desempeñara algún papel en la determinación de la inflación. Ver Ruprah (1984) y Garcés (2001, 2002).

<sup>28</sup> Los precios controlados por el gobierno se dividen en precios administrados y precios concertados. Los primeros están compuestos por los precios de la gasolina, gas doméstico y electricidad, mientras que los segundos se componen de los precios de los servicios de transporte (taxi, autobús urbano, metro, autobús foráneo), servicio telefónico (línea telefónica, servicio telefónico local, larga distancia nacional e internacional), lubricantes, estacionamiento, cuotas de autopista, tenencia de automóvil y cuotas de licencia y otros documentos.

cuenta los efectos dinámicos de las variables en cuestión sobre el nivel de precios, la contribución de ellas al proceso inflacionario excede su ponderación en el INPC en México.

Además del término autorregresivo y de los precios administrados y concertados como determinantes de corto plazo de los cambios en los precios internos, la inflación internacional (medida por los precios consumidor de Estados Unidos, en pesos) y el diferencial entre las tasas de interés de corto plazo de México y Estados Unidos, también resultaron ser variables explicativas estadísticamente significativas. Se observa que por cada punto porcentual en la inflación en Estados Unidos en el tiempo  $t$ , ésta provoca un incremento de 0.02% en la inflación mensual doméstica en  $t + 1$ .

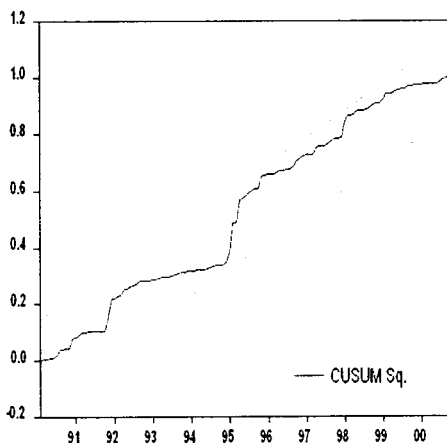
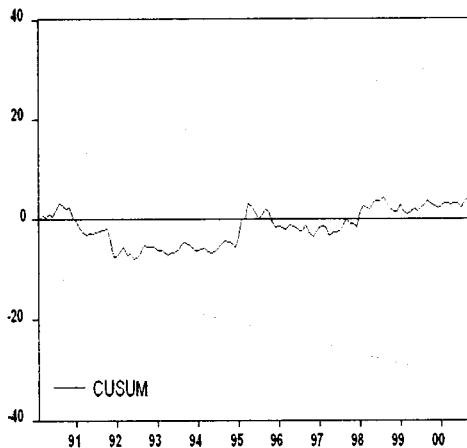
El diferencial entre las tasas de interés de corto plazo domésticas e internacionales (aproximadas por la tasa de interés en Estados Unidos) tiene un efecto muy pequeño pero demasiado significativo sobre la inflación mensual en México. El signo encontrado para esta variable estacionaria parecería ser, en primera instancia, contraintuitivo. La teoría argumenta que una restricción monetaria y, por lo tanto, una mayor tasa de interés doméstica provoca una menor demanda agregada y menores presiones inflacionarias. Por otro lado, un incremento en la tasa de interés en Estados Unidos produce presiones al alza sobre el nivel de precios internos, dada su influencia en el comportamiento en el tipo de cambio. Sin embargo, un incremento (decremento) en las tasas de interés domésticas puede traer consigo un aumento (disminución) en los precios domésticos, si los productores trasladan al consumidor el incremento (decremento) en el costo de financiamiento provocado por el movimiento de las tasas de interés.

### 5.3. *Estabilidad de los resultados*

El análisis de estabilidad del modelo se realiza básicamente con pruebas canónicas sobre los residuales recursivos. En la gráfica 8 se muestran las pruebas de la suma acumulada de los residuales (CUSUM) y la suma acumulada de los residuales al cuadrado (CUSUM Sq.). En ambas pruebas los estadísticos no traspasan los valores críticos al 5% de significancia y, por lo tanto, no se rechaza la hipótesis de estabilidad.

Para analizar el comportamiento de los coeficientes a través de la muestra, se presentan los cálculos de los coeficientes recursivos para cada uno de los términos de corrección de errores (gráfica 9). Es más o menos claro que hay un cierto cambio en el comportamiento de los

**Gráfica 8**  
*Pruebas de estabilidad mediante*  
*residuales recursivos*



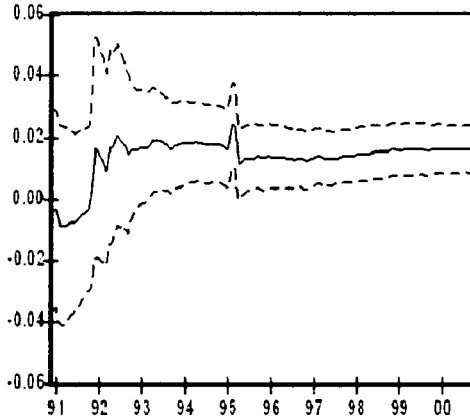
parámetros a inicios de 1995. Sin embargo, los coeficientes de ajuste para los mercados monetario y cambiario no presentan movimientos importantes. Mas aún, la estabilidad mostrada por los tres parámetros después de 1995, nos hace pensar que el cambio observado en



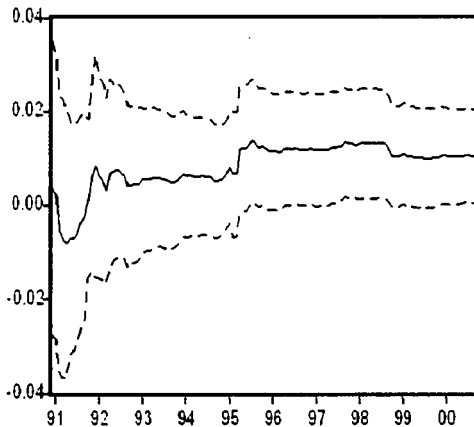
los coeficientes de ajuste se deba a un problema de muestra pequeña, amplificado por el cambio abrupto que presentaron algunas de las variables independientes durante la crisis financiera por la que atravesó México en ese año.

**Gráfica 9**

*Coefficientes recursivos para los términos de corrección de errores*

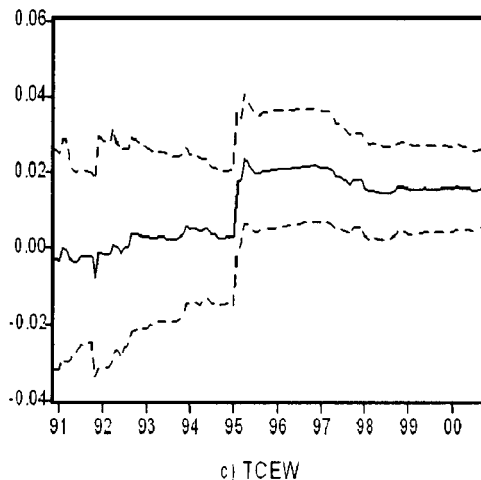


a) TCEPPP



b) TCEM1

**Gráfica 9**  
(continuación)



Nota: a) mercado cambiario; b) mercado monetario; y c) mercado laboral.

Ante la posibilidad de un cambio en los parámetros a principios de 1995, se aplicó la prueba de pronóstico de Chow a diferentes periodos de la muestra. Los resultados se presentan en el cuadro 10. Se puede observar que el modelo no rechaza la hipótesis nula de estabilidad, es más, el resultado es sumamente alentador en relación con la capacidad de pronóstico del mismo.<sup>29</sup> Basándonos en los resultados de las pruebas CUSUM, CUSUM Sq. y Chow, podemos inferir que el modelo presenta parámetros estables a lo largo del periodo. Por lo tanto, la ausencia de aplicabilidad de la crítica de Lucas (1976) a la especificación propuesta hace posible el utilizar el modelo presentado, como una herramienta de pronóstico de la inflación mensual en México.

En suma, el modelo sugerido presenta las propiedades estadísticas adecuadas para poder concluir que, además de las desviaciones del estado estacionario del mercado laboral y cambiario, las divergencias del mercado monetario con respecto a su nivel de equilibrio

<sup>29</sup> Al aplicar las pruebas de pronóstico de Chow para las fechas mostradas en el cuadro 10, se pudo verificar la significancia estadística de los coeficientes de ajuste para los tres mercados.

de largo plazo es un determinante importante de la dinámica inflacionaria en México. Más aún, se encontraron diversos efectos de corto plazo sobre el proceso inflacionario, entre los que destacan la inflación de los precios externos, la inflación inercial y la inflación de los precios controlados por el gobierno mexicano.

**Cuadro 10**  
*Pruebas de pronóstico de Chow*

<i>Fecha</i>	<i>Valor estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>
1994.12	F= 1.50	0.06
1995.12	F=0.63	0.96
1996.12	F=0.69	0.92
1997.12	F=0.71	0.88
1998.12	F=0.44	0.99
1999.12	F=0.18	0.99

## 6. Conclusiones

El objetivo del presente trabajo fue el de identificar los factores que determinan la dinámica inflacionaria en México. Para ello se obtuvieron estimaciones de las relaciones de largo plazo en los mercados laboral, monetario y cambiario, con el propósito de analizar cómo las desviaciones del estado estacionario de cada uno de esos mercados afecta la dinámica inflacionaria en México. Las relaciones de largo plazo se estimaron mediante la aplicación de técnicas de cointegración. Se encontró que la inflación en México puede ser representada por un MCE basado en las desviaciones del estado estacionario para los mercados mencionados.

Para el mercado laboral, se encontró una relación de largo plazo entre el salario real, la productividad media de la manufactura, los precios consumidor y los precios productor. Por lo que se refiere al mercado cambiario, se encontró que las tendencias estocásticas del tipo de cambio nominal, los precios consumidor de México y de Estados Unidos y un diferencial de las tasas de corto plazo de ambos países, no se desvían mucho entre sí, por lo que estas variables guardan una relación de largo plazo. El análisis de cointegración del mercado monetario nos hace concluir que, existe una combinación lineal estacionaria entre la demanda por saldos monetarios reales (medidos por

el agregado monetario  $M1$ ), el ingreso, el salario real y la tasa de interés.

La dinámica de reversión a la media de los tres mercados bajo un MCE para la inflación, se caracteriza por presiones al alza (a la baja) en el nivel de precios consumidor, cuando el valor de corto plazo de la variable relevante para cada mercado se encuentra por encima (debajo) de su nivel de largo plazo. Los resultados fueron robustos al tipo de análisis de cointegración utilizado. De ambos modelos se concluye que la dinámica de la inflación está determinada por las desviaciones del estado estacionario de los salarios reales, de la demanda de dinero y del tipo de cambio nominal. Así como por un componente inercial de la inflación doméstica, por el crecimiento de los precios administrados y concertados por el gobierno mexicano y por un diferencial entre las tasas de interés de corto plazo de México y de Estados Unidos. Los resultados nos llevan a concluir que la dinámica inflacionaria en México es multicausal y que el análisis de la inflación en México no debería circunscribirse a una sola explicación o teoría. Los factores y teorías que se mencionaron en este trabajo son relevantes y todos ellos contribuyen, en mayor o menor medida, a la explicación de la dinámica inflacionaria en México.

## Bibliografía

- Banco de México. <http://www.banxico.org.mx>.  
 — (1991). Informe anual, México.  
 Barro, Robert J. (1997). "Inflation and Growth", en *Determinants of Economic Growth*, MIT Press.  
 Campbell, J. Y. y P. Perron (1991). "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomist Should Know about Unit Roots", *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 141-201.  
 Davidson, Russell y J. G. MacKinnon (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, NY.  
 De Brouwer, Gordon de y N. R. Ericsson (1998). "Modeling Inflation in Australia", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, núm. 4, pp. 423-432.  
 Dornbusch, R., F. Sturzenegger y H. Wolf (1990). "Extreme Inflation: Dynamics and Stabilization", *Brookings Papers on Economic Activity*, 0 (2), pp. 1-64.  
 Dornbusch, Rudiger (1987). "Exchange Rates and Prices", *American Economic Review*, vol. 77, núm. 1.  
 Durevall, Dick (1998). "The Dynamics of Chronic Inflation in Brazil, 1968-1985", *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, núm. 4, pp. 423-432.  
 Easterly, William y S. Fischer (2001). "Inflation and the Poor", *Journal of Money, Credit and Banking*, pp. 160-178.

- Engle, Robert F. y C. W. J. Granger, (1987). "Co-integration and Error Corrections: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Ericsson, Neil. R. (1992). "Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: A Synopsis", *Journal of Policy Modeling* 14 (4), pp. 395-400.
- Friedman, M. (1956). "The Quantity Theory of Money: A Restatement", en Friedman, M. (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, pp. 3-24.
- Froot, Kenneth y K. Rogoff (1995). "Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates", en G. Grossman y K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, vol. 3, North-Holland.
- Galindo, Luis Miguel y H. Catalán (1998). "Regla simple para predecir el comportamiento de los precios en México: el modelo  $P^*$ ", *Problemas del Desarrollo*, 29-30, pp. 9-27.
- Galindo, Luis Miguel y C. Guerrero (2000). "Los determinantes del nivel de precios en México: un enfoque heterodoxo", *Economía Política*, vol. 20, núm. 4, pp. 83-101.
- Gamboa, Rafael (1997). *Efecto de los precios administrados sobre la inflación*, Serie documentos de investigación, núm. 9709, Banco de México.
- Garcés, Daniel G. (2001). "¿Cuándo es la inflación un fenómeno monetario? La experiencia de México de 1945 a 2000", Banco de México (mimeo).
- (2002). "Determinación del nivel de precios y la dinámica inflacionaria en México", en *La inflación en México*, *Gaceta de Economía*, ITAM, tomo 2, pp. 389-426.
- Ghosh, Atish y S. Phillips (1998). "Warning: Inflation May be Harmful to Your Growth", *IMF Staff Papers*, vol. 45, pp. 672-713.
- Goldfeld, S. M. y D. E. Sichel (1990). "The Demand for Money", en B. M. Friedman y F. H. Hahn (eds.), *Handbook of Monetary Economics*, vol. 1, Elsevier Science Publishers, pp. 300-356.
- Granger, C. W. J. y P. Newbold (1974). "Spurious Regression in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120.
- Guerra, Alfonso y A. Torres (2002). "Agregados monetarios: ¿De vuelta a los clásicos?", en *La inflación en México*, *Gaceta de Economía*, ITAM, tomo 2, pp. 355-388.
- Hansen, Henrik y K. Juselius (1995). "CATS in RATS: A manual to Cointegration Analysis", Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Hendry, David F. (2001). "Modelling UK inflation, 1875-1991", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, núm. 3, pp. 255-275.
- Johansen, Soren (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 234-254.
- y K. Juselius (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp. 169-210.
- Juselius, Katarina (1992). "Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark", *Journal of Policy Modeling*, 14 (4), pp. 401-428.
- Kamin, Steven B. (2001). "Real Exchange Rates and Inflation in Exchange Rate Based Stabilizations: An Empirical Examination", *Journal of Development Economics*, 64 (1), pp. 237-253.

- Krugman, P. y M. Obstfeld (2000). *International Economics: Theory and Practice*, Addison Wesley, 5a. edición.
- Lothian, James y C. McCarthy (2001). "Currency Union and Real Exchange Rate Behavior", *Momento Económico*, núm. 114, pp. 29-40.
- Lucas, Robert E. Jr. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique", en K. Brunner y A. H. Meltzer (eds.), *The Phillips Curve and Labor Markets*, North-Holland, pp. 19-46.
- Maddala, G. S. y In-Moo Kim (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press.
- McCallum, Bennett (1989). *Monetary Economics. Theory and Policy*, Macmillan, NY.
- Martínez, Lorenza (2002). "El efecto de la inflación en la distribución del ingreso", en *La inflación en México, Gaceta de Economía*, ITAM, tomo 1, pp. 117-152.
- Metin, Kivilcim (1995). "An Integrated Analysis of Turkish Inflation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57 (4), pp. 513-531.
- Nymoén, R. (1989). "Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error-correction Model of Norwegian Manufacturing Wages", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51, 239-258.
- (1992). "Finish Manufacturing Wages 1960-1987: Real-Wage Flexibility and Hysteresis", *Journal of Policy Modeling*, 14 (4), 429-451.
- Pérez-López, Alejandro (1996). *Un estudio econométrico sobre la inflación en México*, DT, Banco de México, 1996.
- Phillips, Peter C. B. y S. Ouliaris (1990). "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, 58, pp. 165-193.
- Ramos-Francia, Manuel (1993). *The Demand for Money in a Unstable Economy: A Cointegration Approach for the Case of Mexico*, ITAM, Discussion Paper Series, 9306, México.
- Razo, Raúl (2001). *Efectos de largo plazo de los mercados monetario, laboral y de bienes sobre el proceso inflacionario en México, 1989-2000*, tesis de maestría, CEE, El Colegio de México.
- Román, Fernando y A. Vela (1996). *La demanda de dinero en México*, DT 9602, Banco de México.
- Romer, Cristina y D. Romer (1998). *Monetary Policy and the Well-being of the Poor*, NBER Working Paper, núm. 6793.
- Ruprah, Inder (1984). "¿Es la inflación, siempre y en todos lados un fenómeno monetario?" en A. Ize (ed.), *La inflación en México*, El Colegio de México, pp. 41-56.
- Santaella, Julio A. (2002). "El traspaso inflacionario del tipo de cambio, la paridad del poder de compra y anexas: la experiencia mexicana", en *La inflación en México, Gaceta de Economía*, ITAM, tomo 2, pp. 427-464.
- Sekine, Toshitaka (2001). "Modeling and Forecasting Inflation in Japan", IMF, WP/01/82.
- Stock, James (1987). "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica* 55, 1035-1056.
- Yacamán, Jesús M. (1984). "Análisis de la inflación en México", en A. Ize (ed.), *La inflación en México*, El Colegio de México, pp. 147-158.

## Apéndice A

### *Análisis de cointegración de Engle y Granger*

La metodología sugerida por Engle y Granger está caracterizada por un proceso en dos etapas: en la primera se estima la regresión de cointegración por medio de mínimos cuadrados ordinarios, MCO, y en la segunda se construye un modelo de corrección de errores, MCE, donde el término de corrección de error está compuesto por los residuales de la regresión de la primera etapa. A pesar de la violación a los supuestos de regresión lineal que caracteriza a las regresiones de cointegración es factible hacer uso del proceso bietápico sugerido por Engle y Granger, debido a que se ha demostrado la rápida convergencia hacia sus verdaderos valores de los coeficientes de largo plazo obtenidos mediante MCO. Stock (1987) demuestra la rápida convergencia, en probabilidad de los parámetros de la regresión de cointegración obtenidos mediante MCO, a sus verdaderos valores.

*DEFINICIÓN.* Se dice que una serie de tiempo es integrada de orden  $d[X_t I(d)]$  si puede ser representada como un proceso ARMA no determinístico, estacionario e invertible, después de diferenciarla  $d$  veces.

Sea  $\mathbf{X}_t$  un vector columna de variables estocásticas de dimensión  $p \times 1$ . Engle y Granger sostienen que las variables del vector  $\mathbf{X}_t$  presentan cointegración de orden  $d$ ,  $b[\mathbf{X}_t \sim CI(d-b), b > 0]$  si se cumplen dos condiciones: i) si después de diferenciar  $d$  veces cada elemento de  $\mathbf{X}_t$  se obtienen variables estacionarias (i.e. todos los elementos de  $\mathbf{X}_t$  son  $I(d)$ ), y ii) existe un vector  $\alpha \neq 0$  tal que  $Z_t = \alpha' \mathbf{X}_t \sim I(d-b)$ , con  $b > 0$  y donde  $\alpha$  es el vector de cointegración. La segunda condición argumenta que si existe al menos un vector de cointegración  $\alpha_i$  distinto de cero entonces habrá una combinación lineal de los elementos contenidos en  $\mathbf{X}_t (\alpha' \mathbf{X}_t)$  que es estacionaria  $I(0)$  después de diferenciarla  $d-b$  veces.<sup>30</sup> Por lo tanto, bajo estas dos condiciones, cointegración implica que, las desviaciones de la relación de largo plazo de su estado estacionario ( $\alpha' X_t \neq 0$ ), son estacionarias y con varianza finita.

El análisis bietápico sugerido por ambos autores se basa en el teorema de representación de Granger. A manera de síntesis éste sostiene que, si las variables contenidas en el vector  $\mathbf{X}_t$  cointegran,

---

<sup>30</sup> Si  $d = b = 1$ , entonces cointegración implicará que si los elementos de  $X_t$  son  $I(1)$ , entonces el error de equilibrio será un proceso  $I(0)$ . Si  $z_t$  tiene media cero, entonces cruzará continuamente el eje de las ordenadas.

entonces ellas pueden ser representadas como un MCE. Al suponer que  $d = b = 1$ , entonces cada uno de los elementos contenidos en el vector  $\mathbf{X}_t$  son  $I(1)[\mathbf{X}_t \sim I(1)]$ , y las combinaciones lineales de  $\mathbf{X}_t$  son estacionarias [ $Z_t \sim I(0)$ ], por lo tanto los términos del MCE serán procesos covarianza-estacionarios (i.e.  $\Delta^1 \mathbf{X}_t \sim (0)$  y  $Z_t \sim I(0)$ ).<sup>31</sup>

A manera de ejemplo, suponga que  $\mathbf{X}'_t = [x_t, y_t, z_t]$ . Por lo tanto, las dos etapas para un modelo de la variable endógena  $z_t$  se pueden escribir de la siguiente forma:

Etapa 1:

$$z_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 x_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \text{ y } \varepsilon_t \sim I(d-b), b > 0 \quad (A.1)$$

Etapa 2:

$$\Delta z_t = B_1 \Delta X_{t-1} + \dots + B_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi \varepsilon_{t-1} + \psi + \Psi D_t + v_t \quad (A.2)$$

$$z_t \in X_t, v_t \sim Niid(0, \Sigma),$$

donde las matrices de coeficientes  $B$  son de dimensión  $(3 \times 1)$ ,  $\Pi$  representa el coeficiente del término de corrección de errores y nos dice la velocidad de ajuste del modelo hacia el estado estacionario,  $\psi$  es un término constante,  $\Psi$  una matriz de coeficientes de las variables determinísticas y de variables estacionales centradas ( $D_t$ ) y  $\varepsilon_t$  es el residual de la regresión de cointegración. La ecuación (A.2) representa el MCE a estimar para la variable  $z$ .

---

<sup>31</sup> En Hansen y Juselius (1995) se sostiene que, al menos dos de las series contenidas en el vector columna  $X_t$  deben ser  $I(1)$ .



## Apéndice B

### *Cointegración por el método de Johansen*

Los resultados obtenidos para los modelos Engle y Granger (E&G) y de Johansen (JOH1 y JOH2) se muestran en el cuadro B.1.<sup>32</sup> Si comparamos los resultados obtenidos, se observa que los coeficientes de ajuste resultaron significativos y con los signos correctos para los mercados laboral, monetario y cambiario, bajo las tres especificaciones. Del cuadro B.1 se destacan cuatro consideraciones: i) el coeficiente de ajuste para el mercado cambiario resultó ser el de mayor magnitud en los tres modelos, no obstante presenta un mayor tamaño en los modelos JOH1 y JOH2 en relación con el modelo E&G, ii) en JOH1 y JOH2 el parámetro del término de corrección de errores para el mercado laboral no es parecido en dimensión al del mercado cambiario como se presenta en el modelo E&G, iii) la velocidad de ajuste para los mercados monetario y laboral en los modelos JOH1 y JOH2 es muy parecida, y iv) el coeficiente de ajuste para el mercado monetario es marginalmente distinto de cero en los modelos JOH1 y JOH2.

En la gráfica B.1 se comparan los valores ajustados por ambos modelos para la inflación mensual, con los valores obtenidos por medio del modelo de la sección 5. Como se puede observar, los valores alcanzados por los modelos JOH1 y JOH2 son una replica, casi exacta, de los obtenidos mediante el MCE E&G. De la misma forma, al observar las trayectorias de los residuales para los tres modelos y sus estadísticas, se reafirma la semejanza de los resultados obtenidos. El modelo E&G es, relativamente, más eficiente en comparación de los modelos JOH1 y JOH2, si se toma como referencia el error cuadrático medio.

---

<sup>32</sup> Se presentan los resultados utilizando la corrección no paramétrica de White, debido a los problemas de heterocedasticidad que presentaron los modelos JOH1 y JOH2.

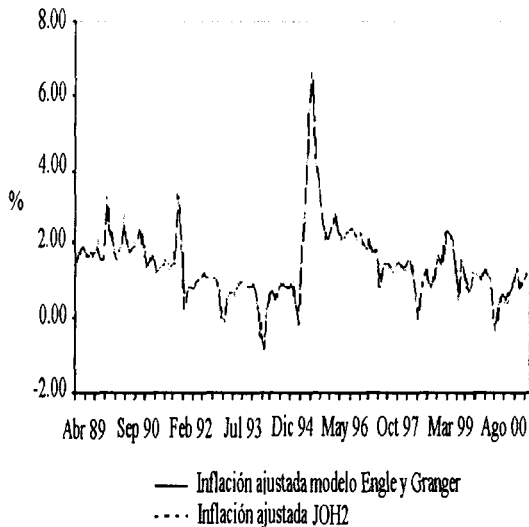
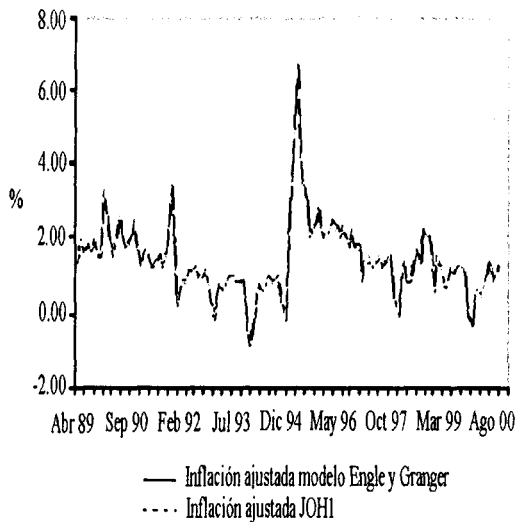
**Cuadro B.1**  
*Modelos de corrección de errores para la inflación mensual en México*

Variable	E&G		JOH1		JOH2	
	$\Delta^1 pc_t$	Error estándar	$\Delta^1 pc_t$	Error estándar	$\Delta^1 pc_t$	Error est.
<i>C</i>	0.114*	0.039	-0.016	0.033	-0.041	0.033
<i>Tcepppj</i>	0.017**	0.006	0.020*	0.008	0.019*	0.008
<i>Tcem1j</i>	0.010**	0.005	0.008***	0.004	0.006***	0.004
<i>Tcewj</i>	0.016*	0.007	0.008**	0.004	0.007**	0.004
$\Delta^1 pc_{t-1}$	0.426*	0.041	0.416*	0.046	0.427*	0.045
$\Delta^1 padm_t$	0.082*	0.021	0.087*	0.022	0.087*	0.022
$\Delta^1 pconc_t$	0.074*	0.006	0.076*	0.007	0.073*	0.007
$\Delta^1 (tc \cdot pc^*)_{t-1}$	0.023*	0.009	0.023*	0.008	0.023*	0.009
$(I_{91} - I_{91}^*)_t$	0.002*	0.000	0.002*	0.000	0.002*	0.000
<i>Dc1</i>	-0.005*	0.001	-0.005*	0.001	-0.005*	0.001
<i>Dc12</i>	-0.003*	0.001	-0.003*	0.001	-0.003*	0.001
<i>R<sup>2</sup>ajustada</i>	0.931	T = 141	0.924	T = 139	0.930	T = 139
<i>RSS</i>	0.001		0.001		0.001	
<i>EER</i>	0.003		0.003		0.003	
<i>Muestra</i>	1989:02	2000:10	1989:04	2000:10	1989:04	2000:10

RSS = Suma de residuales al cuadrado, EER = Error estándar de la regresión.

**Gráfica B.1**

*Inflación mensual ajustada para los modelos  
JOH y E&G*



## Apéndice C

### *Pruebas Phillips-Ouliaris*

En Phillips y Ouliaris (1990) se analizan las propiedades asintóticas del estadístico  $t$  de la prueba ADF, y de los estadísticos  $Z_\alpha$  y  $Z_t$ . En general, las pruebas de raíces unitarias basadas en los residuales tienen el objetivo de probar cointegración. La hipótesis nula es que los residuales presentan una raíz unitaria. Si al comparar los valores calculados con los valores críticos la hipótesis nula es rechazada, entonces la hipótesis de no cointegración también lo es. En relación con las pruebas ADF,  $Z_\alpha$  y  $Z_t$  los principales resultados que se encuentran en los autores mencionados, son los siguientes: i) se demuestra que los estadísticos  $Z_\alpha$  y  $Z_t$  y el estadístico  $t$  de la prueba ADF son consistentes, ii) se concluye que en muestras de tamaño moderado la prueba  $Z_\alpha$  es más potente que las pruebas  $Z_t$  y ADF, y iii) las pruebas  $Z_t$  y ADF son asintóticamente equivalentes.

A continuación se presenta un breve resumen sobre el cálculo de las pruebas no paramétricas sugeridas por Phillips. Las pruebas  $Z_\alpha$  y  $Z_t$  parten de la regresión de cointegración siguiente:<sup>33</sup>

$$y_t = \beta' \mathbf{X}_t + u_t \quad (\text{C.1})$$

donde  $y_t$  es la variable sobre la cual se llevó a cabo la normalización,  $\mathbf{X}_t$  un vector de variables estocásticas y determinísticas que limitan, junto con  $y_t$ , el espacio de cointegración, y  $u_t$  es el residual de la regresión (C.1) sobre el que se realizan las pruebas de raíces unitarias.

### *Prueba $Z_\alpha$*

El estadístico  $Z_\alpha$  se aplica de la siguiente manera: i) se lleva a cabo la regresión (C.1), ii) se utilizan los residuales de esta regresión ( $u_t$ ) para realizar la regresión auxiliar (C.2), y iii) se calcula el valor del estadístico  $Z_\alpha$  por medio de la fórmula (C.3):

$$u_t = \alpha u_{t-1} + k_t \quad (\text{C.2})$$

---

<sup>33</sup> También se pueden realizar regresiones con constante, y con constante y tendencia lineal

donde  $\alpha$  es el coeficiente del proceso autorregresivo de primer orden y  $k$  son los residuales de la regresión auxiliar (C.2).

$$Z\alpha = T(\alpha - 1) - \frac{1}{2} (s_{7l}^2 - s_k^2) \left( T^{-2} \sum_2^T u_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (C.3)$$

donde

$$s_k^2 = T^{-1} \sum_1^T k_t^2 \quad (C.4)$$

$$s_{7l}^2 = T^{-1} \sum_1^T k_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum_{t=s+1}^T k_t k_{t-s} \quad (C.5)$$

para alguna ventana de tiempo con rezago tal que  $w_{sl} = 1 - \frac{s}{l+1}$  donde  $T$  es el número de observaciones.

*Prueba  $Z_t$*

Por lo que respecta al estadístico  $Z_t$ , éste se construye de la siguiente forma: i) se realiza la regresión (C.1), ii) se utilizan los residuales de (C.1) ( $u_t$ ) para realizar la regresión auxiliar (C.2), y iii) se calcula el estadístico por medio de la fórmula (C.6):

$$Z_t = \left( \sum_2^T u_{t-1}^2 \right)^{1/2} \frac{(\alpha - 1)}{s_{7l}} - \frac{1}{2} (s_{7l}^2 - s_k^2) \left[ s_{7l} \left( T^{-2} \sum_2^T u_{t-1}^2 \right)^{1/2} \right]^{-1} \quad (C.6)$$

donde  $s_k^2$  y  $s_{7l}^2$  son calculadas de la misma forma que en (C.4) y (C.5), respectivamente.

Para ambas pruebas se rechaza la hipótesis de raíz unitaria (y por lo tanto de no cointegración) si el valor del estadístico es menor que el valor crítico. Este último depende si la regresión de cointegración presenta constante, constante y tendencia, o ninguna de las dos variables determinísticas. El valor crítico también está en función del número de variables independientes en el lado derecho de la regresión (C.1). En el presente documento, al presentar los datos periodicidad mensual, se realizaron las pruebas con ventanas de tiempo desde un periodo hasta doce periodos ( $l = 1, \dots, 12$ ).

*Resultados de las pruebas sugeridas por Phillips y Ouliaris para ventanas de tiempo de 1 hasta 12 periodos. Mercados monetario, cambiario y laboral.<sup>1</sup>*

<i>t</i>	Monetario		Cambiario		Laboral	
	$Z\alpha$	$Z_t$	$Z\alpha$	$Z_t$	$Z\alpha$	$Z_t$
1	-44.10**	-5.13*	-42.04*	-5.00*	-36.42**	-5.01*
2	-43.49**	-5.11*	-42.91*	-5.04*	-38.09**	-5.08*
3	-43.16**	-5.09*	-42.33*	-5.01*	-40.02**	-5.16*
4	-42.94**	-5.08*	-38.72**	-4.84*	-41.85**	-5.24*
5	-42.98**	-5.08*	-37.85**	-4.79*	-43.22*	-5.30*
6	-43.10**	-5.09*	-35.14**	-4.66*	-45.52*	-5.40*
7	-43.00**	-5.08*	-38.20**	-4.81*	-47.48*	-5.48*
8	-43.42**	-5.10*	-38.78**	-4.84*	-48.6*	-5.53*
9	-44.41**	-5.15*	-40.13**	-4.90*	-50.15*	-5.59*
10	-45.15**	-5.18*	-41.95**	-4.99*	-50.85*	-5.62*
11	-46.20**	-5.23*	-43.67*	-5.08*	-52.77*	-5.70*
12	-47.97**	-5.31*	-45.92*	-5.18*	-54.06*	-5.76*
<i>Valores críticos</i>						
5%	-38.2	-4.43	-32.8	-4.12	-32.8	-4.12
1%	-48.1	-4.97	-42.0	-4.66	-42.0	-4.66

<sup>1</sup> Se rechaza la hipótesis nula de no cointegración si el valor computado del estadístico en cuestión es menor que el valor crítico. \*significativo al 1%. \*\*significativo al 5%.