



# EL COLEGIO DE MÉXICO

## CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

### MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE  
MAESTRO EN ECONOMÍA

**"EFECTOS DE LARGO PLAZO DE LOS MERCADOS  
MONETARIO, LABORAL Y DE BIENES SOBRE EL  
PROCESO INFLACIONARIO EN MÉXICO: 1989-2000"**

*RAÚL RAZO GARCÍA*

**PROMOCIÓN 1998-2000**

**ASESOR:**

**GERARDO ESQUIVEL HERNÁNDEZ**



JULIO DE 2001

**Quiero agradecer profundamente:**

**A mis padres Rosa María y Rubén por el apoyo incondicional concedido durante mi vida académica.**

**A mis hermanos Rosa María y Rubén por su incansable ejemplo de trabajar y luchar por las metas pretendidas.**

**A mi sobrino Emiliano, a Elizabeth y a Roberto por brindarme momentos de alegría durante la maestría.**

**A Gerardo Esquivel por la valiosa asesoría para la elaboración de este trabajo.**

**A mis amigos de la maestría por haber participado de manera grata en esta parte de mi vida.**

**A los maestros de El Colegio de México por haber dado su mejor esfuerzo en mi formación académica.**

**A Mónica y Mercedes por la gran ayuda prestada a los alumnos de la maestría.**

**A CONACYT por el apoyo económico concedido.**

**A Ángel Palerm por el tiempo concedido para la elaboración de este documento.**

## **Resumen**

En el presente documento se estudian los efectos de largo plazo de los mercados laboral, monetario y de bienes sobre el proceso inflacionario en México. Se presentan relaciones de largo plazo con la finalidad de analizar cómo las desviaciones del estado estacionario de cada uno de los mercados mencionados afectan la dinámica inflacionaria en México. Se encuentra que una buena aproximación del proceso generador de información puede ser representada por medio de un Modelo de Corrección de Errores.

Bajo los métodos de cointegración de Johansen y de Engle y Granger se estimaron relaciones de largo plazo para el salario real (mercado laboral), el tipo de cambio nominal (mercado de bienes) y la demanda de dinero (mercado monetario). El modelo de inflación estimado se construye mediante un proceso en dos etapas. En la primera de ellas se estiman las relaciones de largo plazo mientras que en la segunda, haciendo uso del teorema de representación de Granger, se construye un modelo de corrección de errores que incorpora la información de largo plazo obtenida en la etapa uno.

Los resultados obtenidos son robustos al análisis de cointegración utilizado. Se encuentra que las desviaciones del estado estacionario de cada mercado tienen efectos en el proceso inflacionario, por lo tanto, se concluye que la inflación salarial, el desequilibrio de la relación de largo plazo en el mercado monetario y la inflación externa determinan la dinámica inflacionaria de largo plazo en México.

## Indice

1. Introducción .....	5
2. Algunos modelos de Inflación para el caso de México.....	6
3. Análisis de las Relaciones de Largo Plazo.....	9
3.1 Pruebas de Cointegración.....	9
3.1.1 Análisis de Cointegración Engle y Granger.....	10
3.1.2 Análisis de Cointegración por el Método de Johansen.....	11
3.2 Modelo de Corrección de Errores bajo el espíritu de Juselius.....	12
4. Características de los datos.....	13
5. Análisis de las Relaciones de largo plazo bajo la metodología de Engle y Granger.....	16
5.1 Mercado Monetario.....	16
5.2 Mercado de Bienes.....	20
5.3 Mercado Laboral.....	23
6. Análisis de las Relaciones de Largo Plazo bajo la metodología de Johansen.....	26
6.1 Mercado Monetario.....	26
6.2 Mercado de Bienes.....	29
6.3 Mercado Laboral.....	31
7. Modelo de Inflación Mensual (Engle y Granger).....	34
8. Modelo de Inflación Mensual (Johansen).....	41
9. Conclusiones.....	46
Bibliografía.....	48
Apéndice A .....	50

## **1. Introducción**

En la mayor parte de las economías del mundo uno de los tópicos más estudiados es el de la inflación. La evidencia empírica nacional e internacional apuntan claramente hacia un mismo resultado, la inflación tiene efectos negativos de gran seriedad en la economía en general y en los agentes económicos en particular. Especialmente se ha encontrado que la inflación causa severos daños al crecimiento económico, la distribución del ingreso y la asignación eficiente de los recursos. Asimismo, los periodos de alta inflación se caracterizan por altas tasas de interés que afectan de manera adversa las decisiones de inversión y consumo de los agentes económicos.

En México, como en muchos otros países, el Banco Central tiene como objetivo primordial la protección del poder adquisitivo de la moneda, por lo tanto la acción de éste debe enfocarse en la aplicación de una política monetaria que busque de manera inequívoca la estabilidad en el nivel general de precios. Sin embargo, el cumplimiento de este objetivo no es tarea fácil debido a que el Instituto Central no puede modificar de manera directa el comportamiento del nivel de precios. Más bien, mediante sus acciones de política monetaria éste puede afectar la demanda agregada, las expectativas de los agentes y el nivel del tipo de cambio y de esa manera influir en el comportamiento de los precios domésticos. Además de monitorear e influir de forma directa sobre estas tres variables, el Banco Central debe vigilar de manera continua otros factores que tienen efectos sobre el proceso inflacionario. Por ejemplo, se ha encontrado que la inflación internacional, los salarios y los precios sujetos a control oficial influyen de manera importante en el comportamiento de los precios en México. De tal forma, es de suma importancia para la autoridad monetaria el conocer cuáles son los principales factores que determinan el comportamiento del nivel de precios con la finalidad de poder reaccionar de manera puntual y efectiva a los movimientos de sus determinantes.

En este documento se investigan los determinantes de corto y largo plazo, tanto nacionales como internacionales, de la inflación mensual en México [medida ésta como el cambio en el índice nacional de precios al consumidor]. El proceso generador de datos es aproximado por medio de un modelo de corrección de errores que busca relacionar la inflación salarial, monetaria y externa con el comportamiento de los precios domésticos. A diferencia de estudios anteriores, el modelo propuesto incorpora la información de largo plazo proveniente de los mercados laboral, monetario y de bienes para explicar los efectos de éstos sobre el proceso inflacionario.

La derivación del modelo se lleva a cabo por medio de un proceso bietápico donde primeramente se estiman relaciones de largo plazo bajo dos esquemas de cointegración, Engle y Granger y Johansen. En la segunda etapa, haciendo uso del teorema de representación de Granger, se construyen tres modelos de corrección de errores que incorporan las desviaciones del estado estacionario de los mercados laboral, monetario y de bienes como determinantes de largo plazo de la inflación. El primero modelo utiliza como términos de corrección de errores los residuales obtenidos de las regresiones de cointegración para cada mercado (análisis de Engle y Granger), mientras que el segundo y el tercer modelo utilizan los vectores de coeficientes de largo plazo, derivados del análisis de cointegración de Johansen, para construir los términos de corrección de errores que se utilizan en el modelo de inflación.

Los resultados son robustos al tipo de metodología de cointegración utilizada. Se concluye que son las desviaciones de los mercados laboral, monetario y de bienes lo determinantes de largo plazo del proceso inflacionario en México. Asimismo, se encuentra evidencia parcial sobre el mayor efecto que tienen los mercados internos sobre la inflación [representados por las desviaciones del estado estacionario de los mercados laboral y monetario], en relación a los efectos internacionales [caracterizados estos últimos por las desviaciones de la relación de largo plazo del mercado de bienes]. Por último, se argumenta que los cambios en los precios administrados y concertados afectan de manera contemporánea e importante a la inflación mensual mexicana.

El documento se encuentra estructurado de la siguiente manera. En la segunda sección se realiza un análisis de los resultados de la literatura existente para el caso de México. En el tercer capítulo se presenta una breve descripción de las metodologías de cointegración utilizadas y el modelo de corrección de errores a estimar. En el cuarto apartado se describen las series a utilizar además de presentar los resultados de las pruebas de raíces unitarias. En la quinta sección se estiman las relaciones de largo plazo para los mercados laboral, monetario y de bienes bajo el método de Engle y Granger. De la misma forma, pero basándose en el análisis de cointegración propuesto por Johansen se estiman, en el sexto capítulo, los vectores de cointegración para cada uno de los mercados mencionados. En la sección 7 y 8 se construyen los modelos de corrección de errores basados en las relaciones de largo plazo obtenidas por los métodos de Engle-Granger y Johansen respectivamente. En el último capítulo se presentan las conclusiones.

## **2. Algunos modelos de Inflación para el caso de México**

La presente sección tiene la finalidad de revisar la literatura existente sobre el tema con el objetivo de resaltar algunos resultados sobre el fenómeno inflacionario en México para contar con una base de comparación de los resultados obtenidos en este documento. Como fue mencionado en la introducción, en México el estudio de los determinantes de la inflación ha sido recurrentemente investigado. Por ejemplo, en la década de los ochenta se realizaron diversos estudios del fenómeno inflacionario donde se aproxima éste por medio de diferentes paradigmas teóricos. Asimismo, en años más recientes se encuentran diversos estudios en los cuales se utilizan técnicas econométricas más avanzadas para analizar relaciones de largo plazo entre los distintos determinantes de los precios.

En lo que respecta a los estudios desarrollados en la década de los ochenta se encuentran documentos donde se analiza el proceso inflacionario desde una perspectiva monetarista hasta estudios donde se aproxima el fenómeno por medio de un análisis más estructural del mismo. Por ejemplo, en Yacamán (1984) se analiza, bajo un enfoque monetarista, el comportamiento de la inflación en el periodo 1961-1980. La evidencia empírica encontrada por este autor indica que el desequilibrio en el mercado monetario, la inflación externa y el incremento salarial son los principales determinantes del nivel de precios doméstico. Al analizar el cuadro 2.1 se puede apreciar, en base a la evidencia del modelo propuesto por Yacamán, que el mayor de los efectos proviene del exceso de crecimiento del agregado monetario  $m_1$  sobre el producto ( $\Delta^1 m_t - \Delta^1 y_t$ ). Es decir, el proceso inflacionario es debido en gran parte a un fenómeno monetario, cumpliéndose así la teoría cuantitativa del dinero y por lo tanto la dicotomía clásica. Es importante señalar la homogeneidad lineal aparente que guarda el crecimiento de los precios con respecto a los parámetros de los regresores de la estimación propuesta por dicho autor.

Bajo un enfoque teórico diferente, Ruprah (1984) busca dar respuesta a la interrogante de si la inflación es en todo momento y en todo lugar un fenómeno estrictamente monetario. La evidencia empírica encontrada por este autor lo lleva a rechazar la existencia de una relación estadística relevante entre el crecimiento de la oferta monetaria y el crecimiento de los precios. Por lo tanto, concluye que la inflación no es un fenómeno estrictamente monetario. Las dos grandes aportaciones del trabajo de este autor tienen que ver con una crítica directa sobre los planteamientos de la escuela de Chicago. De hecho, como se menciona anteriormente, concluye que el nivel de asociación entre la oferta monetaria y la inflación es muy pobre durante el periodo analizado (1970-1982), asimismo, plantea que el orden de causalidad que presentan las variables es el siguiente: un cambio en los precios al mayoreo conlleva a un movimiento de la oferta monetaria lo cual a su vez afecta el comportamiento de los precios consumidor.

Una visión más estructural del fenómeno fue tratada en Ros (1984). En dicho documento, el autor lleva a cabo un análisis de los determinantes de la inflación de 1972 a 1982 distinguiendo varios periodos. Ros divide la muestra analizada en cuatro subperiodos, los cuales se caracterizan por el origen de las presiones inflacionarias, los mecanismos de transmisión de ellas y las políticas

económicas seguidas en ellos. El primer periodo inicia en el año de 1972 y termina a mediados de 1976, donde el proceso inflacionario surgió después de una etapa de relativa estabilidad de precios. El segundo periodo analizado abarca la devaluación de 1976 y la política económica aplicada después de ésta. La tercera submuestra se enfoca en los años donde se observa una aceleración de la inflación (1978-1981) que acompaña el auge petrolero. Por último, analiza el año de 1982 por la aproximación de la economía a una posible hiperinflación. A pesar de no realizar un análisis econométrico, Ros ya argumentaba la importancia que tenían la inflación de los precios externos y el incremento salarial en el proceso inflacionario en México.

**Cuadro 2.1<sup>a</sup>**  
**Cuadro comparativo de los resultados de otros estudios**

	$\Delta^1 pc_t$ %/	$\Delta^{12} pc_t$ %/	$\Delta^{12} pc_t$ %/	$\Delta^1 pc_t$ %/ <sup>(*)</sup>	$\Delta^1 pc_t$ %/ <sup>(**)</sup>	$\Delta^1 pc_t$ %/ <sup>(**)</sup>	$\Delta^1 pc_t$ %/
	Yacamán	Pérez-López Modelo a)	Pérez-López Modelo b)	Pérez-López Modelo a)	Pérez-López Modelo b)	Garcés	Galindo
TCE <sub>t-1</sub>	-	-	-	-	-	-0.048	-0.76
$\Delta^1 pc_{t-1}$	-	-	-	-	-	0.364	0.58
$\Delta^1 pc_{t-2}$	-	-	-	-	-	-	-0.30
$\Delta^1 pc_{t-3}$	-	-	-	-	-	-	0.11
$\Delta^1 pc_{t-4}$	-	-	-	-	-	-	0.15
$(\Delta^1 m_t - \Delta^1 y_t)$	0.6	-	-	-	-	-	-
$\Delta^1 w_t$	0.156	0.6161	-	0.55	-	0.081	-
$\Delta^1 pc_t$	0.26	0.2370	0.4546	0.42	0.70	0.044	-
$\Delta^{12} pc_t$	-	0.1647	0.4023	-	-	-	-
$\Delta^1 ppt$	-	-	-	-	-	0.366	-
$\Delta^1 \pi_t$	0.003	-	-	-	-	-	-
R <sup>2</sup>	0.93	0.95	0.82	0.79	0.73	0.97	0.23
Error Estándar	-	9.44	17.99	1.31	1.50	0.004	-
Periodo	1961-1980	1981.1-95.12	1981.1-95.12	1981.1-95.12	1981.1-95.12	1985.2-98.12	1981.3- 94.4
Método	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO	MCO

<sup>a</sup> m es el agregado monetario M1; w es la medida de salarios; pc<sup>\*</sup> son los precios consumidor; y  $\pi^*$  son las expectativas de inflación.

<sup>\*</sup> /  $\Delta^1 pc_t$  se refiere  $(pc_t - pc_{t-1})$ ;  $\Delta^{12} pc_t$  es  $(pc_t - pc_{t-12})$ , todas las variables en minúsculas representan el logaritmo natural de dicha variable.

<sup>(\*)</sup> Para evitar algunos problemas que surgen al estimar variaciones consecutivas (i.e. entre el mes t y el mes t-1) Pérez-López realiza una regresión auxiliar con rezagos distribuidos del tipo Almon. Por lo tanto, los coeficiente mostrados en estas columnas son la sumatoria de los coeficientes de las regresiones auxiliares que se pueden interpretar como el efecto de largo plazo.

<sup>(\*\*)</sup> TCE= Termino de Corrección de Error; Pp= precios públicos

En años más recientes y sobre la base de una metodología de estimación econométrica que resuelve el problema de la regresión espuria, se encuentran estudios donde la conclusión principal es que la inflación en México esta determinada mayormente por el comportamiento de los salarios y de los precios externos (Perez López 1996 y Garcés 1999)<sup>1</sup>, no obstante existe evidencia empírica que apunta a una relación de largo plazo entre los precios, el agregado monetario M2, el producto real y la tasa de interés nominal (Galindo 1996). De esta clase de documentos se resaltan tres estudios como posibles fuentes de comparación de los resultados que se obtienen en el presente trabajo. En Pérez-López (1996) se desarrolla un modelo para una economía abierta con dos sectores (bienes comerciables y no comerciables) del cual se derivan dos modelos de inflación: a) un primer modelo (modelo A) donde el comportamiento de los precios está determinado por un promedio ponderado de los movimientos en los salarios y precios externos y; b) un segundo modelo (modelo B) donde la inflación se determina únicamente por movimientos en

<sup>1</sup> La variable precios externos se define como el índice de precios al consumidor de Estados Unidos multiplicado por el tipo de cambio nominal.

los precios externos. En su estimación de variaciones mensuales anualizadas y variaciones trimestrales consecutivas, Pérez-López encuentra que el modelo A presenta un mejor ajuste que el modelo B<sup>2</sup>, además el primero de ellos no rechaza la hipótesis nula de homogeneidad lineal (cuadro 2.1). Por lo tanto, una buena aproximación del proceso generador de datos puede estar representada por una combinación lineal entre los precios externos y los salarios nominales.

Un segundo modelo a mencionar es el desarrollado en Garcés (1999). En dicho documento el autor, bajo el método de cointegración de Johansen, encuentra una sola relación de largo plazo entre los precios internos<sup>3</sup>, los salarios y los precios externos. Al igual que en el trabajo de Pérez-López, el modelo presentado por Garcés no rechaza la hipótesis de homogeneidad lineal. El vector de cointegración normalizado obtenido por este autor es el siguiente:

$$\beta' = [1, -0.36, -0.63] \quad (2.1)$$

$$X_t' = [pc, w, pc^*]$$

Por lo tanto, la relación de largo plazo se puede escribir de la siguiente forma::

$$pc^o = -6.25 + 0.36 w + 0.63 pc^* \quad (2.2)$$

donde  $pc^o$  son los precios al consumidor domésticos estimados,  $w$  es el salario nominal y  $pc^*$  son los precios externos medidos en pesos.

La interpretación de la ecuación (2.2) es clara, el comportamiento de largo plazo de los precios está determinado por un promedio ponderado entre los movimientos de los salarios (36%) y el cambio en los precios externos (63%).

Por último se mencionan los resultados obtenidos en Galindo (1997) donde se desarrolla y se estima el modelo P\* como indicador de la política monetaria. En dicho trabajo el autor busca identificar los determinantes potenciales del crecimiento de los precios mediante la estimación del nivel de precios de equilibrio de largo plazo. El modelo P\* se deriva de la teoría cuantitativa del dinero y de la cual se utilizan tanto el agregado monetario como el producto potencial como indicadores de la tendencia de largo plazo de los precios. Por lo tanto, la ecuación de largo plazo a estimar se puede escribir de la siguiente forma:

$$pc_t = \beta_1 m_t + \beta_2 y_t + \beta_3 v_t + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

donde  $pc_t$  es el nivel de precios;  $m_t$  es el agregado monetario M2;  $y_t$  es el ingreso real;  $v_t$  es la velocidad de circulación del dinero y  $\varepsilon_t$  es el error de la ecuación.

Galindo no realiza el análisis de cointegración sobre las variables contenidas en (2.3), mas bien utiliza directamente la tasa de interés nominal como variable determinante de la velocidad de circulación del dinero y por consiguiente el espacio de cointegración es limitado por  $p$ ,  $y$ ,  $m$  y  $r$  (tasa de interés nominal)<sup>4</sup>. Los resultados encontrados señalan que existen dos vectores de cointegración entre dichas variables, sin embargo, normalizando el primer vector de cointegración con respecto a los precios se obtiene la siguiente relación de largo plazo:

$$pc_t = 0.99 m_t - 0.66 y_t + 0.44 r_t \quad (2.4)$$

Al someter a prueba las hipótesis  $\beta_1 = 1$ ,  $\beta_2 = -1$  y  $\beta_3 = 1$  de manera conjunta se concluye que éstas no son rechazadas, lo cual es plenamente consistente con la teoría económica. Estimada la ecuación (2.4) Galindo construye un modelo de corrección de errores para la inflación obteniendo

<sup>2</sup> Medido por el coeficiente de determinación ajustado ( $R^2$  ajustada) o con el error estándar.

<sup>3</sup> Medidos por el Índice Nacional de Precios al Consumidor y por el Índice de Precios Controlados.

<sup>4</sup> La ecuación estimada es la siguiente:  $pc_t = \beta_1 m_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_t + v_t$

que este último es una buena aproximación al proceso generador de información (ver cuadro 2.1). Por lo tanto, Galindo concluye que el agregado monetario, el producto real y las tasas de interés nominales comparten una tendencia estocástica con el nivel de precios.

En suma, la bibliografía analizada sobre el tema muestra claramente la influencia que tienen tanto los salarios como los precios externos en el proceso inflacionario en México. Asimismo, se encuentra evidencia robusta de la influencia que presentan las tasas de interés en la determinación de la dinámica inflacionaria. Sobre este tema en Galindo (1997) se sostiene "...la política fiscal en tanto que afectan las tasas de interés también inciden en los precios. Esta evidencia es congruente con resultados que sostienen la presencia de la hipótesis de Fisher para México".<sup>5,6</sup> La evidencia empírica nos lleva a plantear la posibilidad de investigar por separado los mercados donde se determinan los salarios y los precios externos para entender de manera más profunda la dinámica del proceso inflacionario en México, además de investigar el impacto de las tasas de interés en los mercados mencionados.

### 3. Análisis de las Relaciones de Largo Plazo

En este documento el mecanismo propuesto para analizar los determinantes del comportamiento de la inflación en México se basa en la construcción de un Modelo de Corrección de Errores (MCE). Las principales ventajas de aproximar el proceso generador de datos por medio de esta clase de modelos son: 1) algunas de las series utilizadas no son procesos covarianza-estacionarios en niveles por lo que la estimación tradicional nos llevaría a realizar inferencia estadística errónea<sup>7</sup>; y 2) permite identificar los efectos de corto y largo plazo que determinan el comportamiento del nivel general de precios.

A diferencia de estudios anteriores, el modelo estimado se caracteriza por la inclusión de las desviaciones del estado estacionario de los mercados laboral, monetario y de bienes para determinar de manera conjunta la trayectoria de largo plazo del proceso inflacionario. En lo que resta de la sección se presenta una breve descripción de las técnicas de cointegración utilizadas y se muestra el modelo a estimar

#### 3.1 Pruebas de Cointegración.

Engle y Granger (1987) demostraron 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 el cual evitará los problemas de regresión espuria. A partir de entonces, se han desarrollado diferentes metodologías para estimar y probar la existencia de relaciones de largo plazo que son covarianza-estacionarias. Entre las técnicas para el análisis de cointegración destacan las pruebas de Johansen (1988), la metodología de Stock y Watson (1988) y la ya mencionada de Engle y Granger (1987). En el presente trabajo, el análisis de cointegración se realiza en base a dos diferentes metodologías. Por un lado, se estiman relaciones de largo plazo para los mercados laboral, monetario y de bienes por medio de MCO (primera etapa del proceso de Engle y Granger) y por otro lado se realiza el análisis de

<sup>5</sup> Véase Galindo (1995).

<sup>6</sup> En esta conclusión Galindo hace referencia a la relación de cointegración entre la tasa de interés nominal y la inflación como validación de la hipótesis de Fisher. Sin embargo, se debe de aclarar que en Galindo (1995) se rechaza en estricto sentido dicha hipótesis a pesar de encontrar la relación de cointegración mencionada.

<sup>7</sup> Dado un espacio de probabilidad  $(\Omega, f, p)$ . El proceso estocástico  $\{X_t\}_{t \in \mathbb{Z}}$  es covarianza-estacionario si y solo si:

- i)  $\forall t \in \text{enteros } E(X_t^2) < \infty$  y por lo tanto existe;
- ii)  $\forall t \in \text{enteros } E(X_t) = \text{constante} < \infty$  [el primer momento sea finito y constante] y;
- iii)  $\forall t, s, h \in \text{enteros la covarianza}(X_{t+h}, X_{s+h}) = \text{covarianza}(X_t, X_s)$ ,

cointegración propuesto por Johansen. A continuación se presenta un breve resumen de cada una de estas dos técnicas de análisis de cointegración.

### 3.1.1 Análisis de Cointegración de Engle y Granger

La metodología sugerida por Engle y Granger esta caracterizada por un proceso en dos etapas en el cual primeramente se estima la regresión de cointegración por medio de MCO (i.e., la relación de largo plazo) y en la segunda fase se construye un MCE donde el término de corrección de error está compuesto por los residuales de la regresión de la primera etapa. A juicio de Engle y Granger esta metodología es conveniente debido a que la dinámica de corto plazo del modelo no es especificada sino hasta que se construye el MCE. Sin embargo, uno de los inconvenientes que puede presentarse al utilizar el proceso sugerido por estos autores se refiere a los problemas de especificación que generalmente caracterizan a las regresiones de cointegración. Por ejemplo, se ha argumentado que el problema de autocorrelación en los residuales de la regresión de largo plazo puede provocar que el sesgo que presentan los coeficientes de largo plazo se herede a los coeficientes del MCE.

A pesar de la violación a los supuestos de regresión lineal que caracteriza a la regresión de cointegración, es factible hacer uso del proceso bi-tápico sugerido por Engle y Granger debido a que se ha demostrado la rápida convergencia a sus verdaderos valores de los coeficientes de largo plazo obtenidos mediante MCO. En Stock (1987) se demuestra la convergencia en probabilidad de los parámetros de la regresión de cointegración obtenidos mediante MCO a sus verdaderos valores.<sup>8</sup>

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

Sea  $X_t$  un vector columna de variables estocásticas de dimensión  $p \times 1$ . Engle y Granger sostienen que las variables del vector  $X_t$  presentan cointegración de orden  $d$  b [ $X_t \sim CI(d-b)$ ,  $b > 0$ ] si se cumplen dos condiciones: i) si después de diferenciar  $d$  veces cada elemento de  $X_t$  se obtienen variables estacionarias [ i.e. todos los elementos de  $X_t$  son  $I(d)$ ] y; ii) existe un vector  $\alpha \neq 0$  tal que  $Z_t = \alpha' X_t \sim I(d-b)$ , 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  $X_t$  ( $\alpha' X_t$ ) que es estacionaria [ $I(0)$ ] después de diferenciarla  $d-b$  veces.<sup>9</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 bi-tápico 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  $X_t$  cointegran entonces éstas pueden ser representadas como un modelo de corrección de errores.<sup>10</sup> Suponiendo que  $d=b=1$ , entonces cada uno de los elementos contenidos en el vector  $X_t$  son  $I(1)$  [ $X_t \sim I(1)$ ] y las combinaciones lineales de  $X_t$  son estacionarias [ $Z_t \sim I(0)$ ] por lo tanto todos los términos del MCE serán procesos covarianza-estacionarios [i.e.  $\Delta^1 X_t \sim (0)$  y  $Z_t \sim I(0)$ ].<sup>11</sup>

<sup>8</sup> La convergencia se presenta a una tasa de  $T^{-\delta}$  para cualquier  $\delta > 0$  y donde  $T$  es el número de observaciones.

<sup>9</sup> Si  $d=b=1$ , entonces cointegración implicará que si todos los elementos de  $X_t$  son  $I(1)$  entonces el error de equilibrio será un proceso  $I(0)$  y  $z_t$  raramente diferirá de cero. Si  $z_t$  tiene media cero entonces cruzará continuamente el eje de las  $x$ 's.

<sup>10</sup> Véase Engle y Granger (1987) para un análisis detallado sobre el tema.

<sup>11</sup> En Hansen y Juselius (1995) se sostiene que al menos dos de las series contenidas en el vector columna  $X_t$  deben de ser  $I(1)$ .

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

$$\text{Etapa 1 : } z_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 x_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \text{ y } \varepsilon_t \sim I(d-b), b > 0 \quad (3.1)$$

$$\text{Etapa 2: } \Delta z_t = B_1 \Delta X_{t-1} + \dots + B_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi \varepsilon_{t-1} + \psi + \Psi D_t + \nu_t, \quad (3.2)$$

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

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,  $\Psi$  es 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 (3.2) representa el MCE a estimar para la variable  $z$ .

### 3.1.2 Análisis de Cointegración por el método de Johansen

El análisis parte de un Vector Autoregresivo (VAR) de  $k$ -ésimo orden en niveles y con errores Gaussianos<sup>12</sup>:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.3)$$

$$\varepsilon_t \sim Niid(0, \Sigma)$$

donde  $X_t$  es un vector de dimensión  $p \times 1$  de variables estocásticas,  $X_{k+1}, \dots, X_0$  son valores fijos iniciales,  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$  son términos estocásticos  $Niid(0, \Sigma)$  y  $D_t$  es un vector de variables no estocásticas (variables estacionales centradas) y/o variables estocásticas débilmente exógenas.<sup>13</sup> Se asume además que las variables comprendidas en  $X_t$  deben de ser a lo más integradas de orden uno.<sup>14</sup>

La ecuación (3.3) se puede reparametrizar con la finalidad de distinguir los efectos de corto y largo plazo de las variaciones de los datos, es decir, se busca distinguir entre la estacionariedad proveniente de una combinación lineal (vector de cointegración) y la proveniente de las variables en diferencias. Llevando a cabo la reparametrización podemos expresar la ecuación (3.3) en la forma de un MCE:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi X_{t-1} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3.4)$$

$$\varepsilon_t \sim Niid(0, \Sigma)$$

La ecuación anterior está compuesta de matrices  $\Gamma$  de dimensión  $p \times p$ , una matriz de términos constantes  $\mu$  de dimensión  $p \times 1$ , y una matriz  $\Pi$  de dimensión  $p \times p$ . En el MCE (3.4) las variables  $\Delta X_t$  y posiblemente algunas combinaciones lineales de  $X_t$  son procesos estacionarios

<sup>12</sup> A la serie  $\{X_t\}_{t \in Z}$  se le denomina serie de tiempo Gaussiana si y solo si todos los vectores aleatorios  $X_t$  son normales multivariados.

<sup>13</sup> Las variables estacionales centradas suman cero para todo el periodo de estimación por lo que no cambia la distribución asintótica de la prueba estadística de rango que se realiza.

<sup>14</sup> Existe la posibilidad de analizar cointegración de variables que son integradas de orden 2.

mientras que al menos dos de las variables contenidas en  $X_t$ , no son procesos covarianza-estacionarios.

La hipótesis de cointegración se realiza sobre el rango ( $r$ ) de la matriz  $\Pi$ :

$$H(r): \Pi = \alpha\beta' \quad (3.5)$$

donde  $\alpha$  y  $\beta$  son matrices de rango completo de dimensión  $p \times r$ . La prueba sobre el rango de  $\Pi$  busca encontrar el número de combinaciones lineales de los elementos de  $X_t$  que son estacionarias.<sup>15</sup>

En Johansen (1988) y Johansen y Juselius (1990) se presenta la metodología para calcular los estimadores de máxima verosimilitud para modelos de cointegración multivariados con errores Gaussianos. El estadístico de máxima verosimilitud para la determinación del rango "r" es utilizado para probar la hipótesis " $r \leq p$ " y por lo tanto encontrar el número de combinaciones lineales de  $X_t$ , que son estacionarias. El análisis de cointegración se complica al incrementarse el número de variables contenidas en el vector  $X_t$ , debido a que por cada componente de éste se incrementa en uno el número de vectores de cointegración posibles. Siendo  $r$  igual al número de vectores de cointegración, existen tres posibles resultados sobre el número de combinaciones lineales que son estacionarias: i) si  $r=p$  entonces las variables contenidas en el vector  $X_t$  son estacionarias; ii)  $0 < r < p$ ; iii) si  $r=0$  se llega a un simple VAR en diferencias.

### 3.2 Modelo de corrección de errores bajo el espíritu de Juselius.

En base a la evidencia empírica presentada en la sección 2 es evidente el efecto que tienen los salarios y los precios externos sobre el comportamiento de la inflación. Por lo tanto, basándonos en dicha evidencia, decidimos realizar un análisis de la inflación por medio de un MCE donde las desviaciones de las relaciones de largo plazo de los mercados laboral y bienes determinen el comportamiento de corto plazo de dicha variable.<sup>16</sup> Asimismo, se incluyó el efecto de largo plazo del mercado monetario con la finalidad de investigar la influencia de éste sobre la inflación.

Para modelar la determinación de los precios en una economía pequeña como la de México y para atenuar el problema de muestra pequeña se utiliza el enfoque econométrico propuesto en Juselius (1991) con el cual se analiza cada sector por separado y después se utilizan las desviaciones del equilibrio de largo plazo de los mercados laboral, monetario y bienes como variables explicativas del comportamiento de la inflación. Sobre el tema Ericsson (1992) argumenta que es factible estudiar cada mercado por separado para encontrar sus relaciones de largo plazo y después incorporarlas como términos de corrección de error en un MCE.<sup>17</sup>

En el análisis de los determinantes del nivel de precios para Dinamarca, Juselius encuentra evidencia empírica que apunta a que los movimientos de corto plazo de la inflación danesa se

---

<sup>15</sup> Se utiliza el término rango completo para describir una matriz cuyo rango es igual al número de columnas que contiene. Una matriz  $A$  no tiene rango completo si las columnas que la forman no son linealmente independientes

<sup>16</sup> El análisis del mercado laboral nos dará cierta idea sobre el comportamiento de dicho mercado y por lo tanto del comportamiento del salario que es uno de los principales determinantes de los precios. Por otro lado, los precios externos pueden afectar el nivel de precios por medio de dos mecanismos: a) un movimiento en el tipo de cambio y; b) un cambio en la inflación externa que se traduce en incrementos o contracciones de los precios de las importaciones. Es factible analizar el comportamiento de los precios externos por medio de un análisis de la ley de un solo precio.

<sup>17</sup> Ericsson (1992) sostiene ".....son pocas las observaciones que están disponibles para analizar conjuntamente los mercados y aun si 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"

determinan por las desviaciones de los mercados de bienes (paridad de poder de compra), activos (paridad de interés descubierta), monetario y laboral de sus relaciones de largo plazo. Asimismo, descubre un mayor efecto de los mercados externos (paridad de poder de compra y paridad de interés descubierta) sobre la inflación interna que el efecto de los mercados internos (inflación monetaria y laboral). A nuestro juicio, esta metodología econométrica puede ayudarnos a entender de manera más profunda los determinantes de la inflación en México.

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

$$\Delta pc_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi_1 (TCEW)_{t-1} + \Pi_2 (TCEPPP)_{t-1} + \Pi_3 (TCEM1)_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \varepsilon_t$$

t = 1, ..... T (3.8)

$$\varepsilon_t \sim Niid(0, \Sigma)$$

donde TCEM1, TCEW y TCEPPP son los términos de corrección de errores que surgen de la relaciones de largo plazo de los mercados monetario, laboral y bienes respectivamente,  $\Delta^1(pc)$  es la inflación mensual del los precios consumidor domésticos,  $X_t$  es un vector de variables estocásticas que son a lo más I(1),  $\mu$  es una constante,  $\Gamma$  son matrices de dimensión p x p y  $\psi$  es una matriz de dimensión 1 X 12 que contiene los coeficientes de las variables estacionales centradas. Dados los resultados de estudios anteriores (Pérez-López 1996, Garcés 1999, Galindo 1997), se espera encontrar que los términos de corrección de errores de los mercados laboral, monetario y bienes presenten un coeficiente estadísticamente distinto de cero.

#### 4. Características de los datos

Las características estadísticas de las series utilizadas en el análisis de cointegración y en modelo de corrección de errores son de suma importancia. Como ya se argumentó en la sección anterior, 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), b>0] se dice entonces que las variables están cointegradas. De esta forma, es evidente la importancia que reviste el análisis del número de raíces unitarias que presentan las series a utilizar en cada una de las regresiones de cointegración, en el análisis propuesto por Johansen y en el MCE.

Las pruebas estadísticas con las cuales se realizó el análisis de raíces unitarias fueron las pruebas Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y Phillips-Perron (PP). Las tres pruebas parten de un proceso autoregresivo de primer orden AR(1) para la serie analizada.

Sea  $x_t$  una variable que sigue un proceso autoregresivo de orden uno, AR(1):

$$x_t = \beta + \rho x_{t-1} + u_t \tag{4.1}$$

donde  $u_t$  se asume que es ruido blanco y  $\beta$  es una constante .

Dependiendo del valor del parámetro  $\rho$  en (4.1) se pueden presentar tres casos: i) Si  $-1 < \rho < 1$  la variable  $x$  es estacionaria; ii) Si  $\rho=1$  entonces  $x$  es una caminata aleatoria con deriva y por lo tanto no es covarianza estacionaria y; iii) Si  $\rho > 1$   $x$  es una serie de tiempo no estacionaria que diverge.

Transformando paramétricamente (4.1) se llega a:

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \xi_t \tag{4.2}$$

La hipótesis de estacionariedad se prueba mediante la comparación del valor absoluto de  $\rho$  ( $\gamma = \rho - 1$ ). La pruebas DF, ADF y PP contrastan la hipótesis nula de raíz unitaria o no estacionariedad ( $H_0: \gamma = 0$ ) contra la hipótesis alternativa de estacionariedad ( $H_a: \gamma < 0$ ). En este documento se utiliza la prueba ADF cuando los residuales de la prueba DF presentan correlación serial. La diferencia entre las pruebas ADF y la PP radica en la forma de controlar el problema de correlación serial, esto último con la finalidad de obtener estimadores consistentes e insesgados. 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  $t$  sobre el coeficiente  $\gamma$  de (4.2).

La metodología seguida para la aplicación de la prueba de raíces unitarias en este estudio es la siguiente: a) se analiza el gráfico de la serie implicada para determinar si ésta presenta una tendencia y si su media es distinta de cero<sup>18</sup>; b) se realiza la prueba DF y se revisan los residuales de la regresión, si éstos presentan correlación serial entonces se realiza la prueba ADF; c) si es necesario, se aplica la prueba ADF a 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, al mismo tiempo se toman en cuenta los criterios de Akaike, Schwarz y de la  $r^2$  ajustada 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.

Las variables a utilizar en el modelo de inflación tienen una periodicidad mensual y fueron obtenidas de la base de datos del Banco de México. Para modelar la inflación mensual decidimos utilizar el índice nacional de precios al consumidor (pc). Por otro lado, las variables utilizadas en los tres diferentes mercados y en el MCE son las siguientes: precios 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 precios productor (w-pp), agregado monetario (m1), m1 real precios consumidor (m1-pc), ingreso (y) aproximado por el índice del volumen de la producción industrial, tasa de rendimiento de los certificados de la tesorería (CETEs) a 28 días en México ( $I_{28}$ ), 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 los Estados Unidos a tres meses ( $I_{91} - I_{91}^*$ ), precios administrados en México (padm), precios concertados en México (pconc), precios consumidor en los Estados Unidos (pc\*), además de variables estacionales centradas (dc1, dc2, ..., dc12). Las variables en minúsculas representan el logaritmo natural de la variable en cuestión. Todas las variables con patrones estacionales fueron desestacionalizadas antes de iniciar el análisis de las pruebas y la estimación del modelo.

Los resultados del cuadro 4.1 son bastante claros en relación a la existencia de una raíz unitaria para la mayor parte de las variables incluidas en el mismo. Los estadísticos para los precios consumidor de los Estados Unidos (pc\*), la productividad media de la manufactura en México (pr) y la tasa de rendimiento de los CETEs a 28 días son las únicas series que presentan evidencia confusa. Por un lado la prueba PP no es concluyente en relación a estas tres 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. Para determinar el orden de integración de estas tres series se graficaron cada una de ellas. Sobre la base de la evidencia estadística (el grado de significancia de cada prueba) y en base a su comportamiento gráfico se decidió el número de raíces unitarias que presentaban cada una de ellas. Debido a que ADF y PP concluyen que las tres variables son  $I(1)$  y el gráfico 4.1 ayuda a sostener tal hipótesis se concluye que pc\*, pr e  $I_{28}$  ostentan una raíz unitaria. La variable ( $I_{91} - I_{91}^*$ ) es estacionaria en niveles, por lo tanto a excepción de esta última serie, las variables utilizadas en el proceso de estimación se necesitan diferenciar una vez para que sean estacionarias.

---

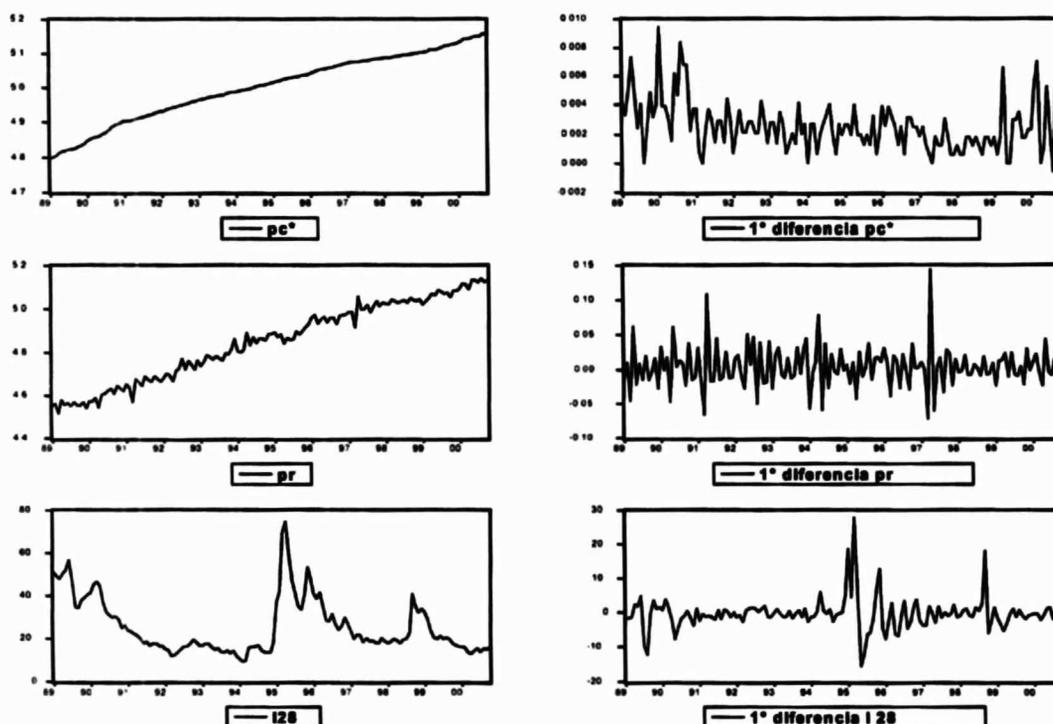
<sup>18</sup> Es importante señalar que el análisis para cada serie se realiza con constante, constante y tendencia y sin constante y tendencia, sin embargo el análisis gráfico ayudó a determinar la mejor forma de realizar la prueba.

**Cuadro 4.1**  
**Pruebas de Raíces Unitarias**

Variable	ADF		Rezagos	Características	PP		Rezagos <sup>a</sup>	Características
pc	-2.394		5	constate y tendencia	-0.866		4	constate y tendencia
$\Delta pc$	-3.081	**	3	constante	-3.982	*	4	constante
pp	-0.796		1	constante	-0.640		4	constante
$\Delta pp$	-2.222	*	6	constante	-5.412	*	4	constante
pr	-3.092		2	constate y tendencia	-8.764	*	4	constate y tendencia
$\Delta pr$	-6.207	*	7	constante	-29.255	*	4	constante
w-pp	-1.778		6	constante	-1.825		4	constate y tendencia
$\Delta w-pp$	-3.051	**	6	constante	-11.135	*	4	nada
m1-pc	-2.357		12	constante	-2.248		4	nada
$\Delta m1-pc$	-2.265	**	12	nada	-8.117	*	4	nada
y	-2.347		4	constate y tendencia	-13.206	*	4	constante
$\Delta y$	-4.374	*	4	constante	-2.972	**	4	constante
$I_{28}$	-2.417		1	constante	-2.913	**	4	constante
$\Delta I_{28}$	-7.052	*	4	nada	-8.731	*	4	nada
e	-2.570		11	constate y tendencia	-1.598		4	constate y tendencia
$\Delta e$	-6.299	*	3	constante	-12.082	*	4	constante
pc*	-2.973		12	constate y tendencia	-3.575	**	4	constate y tendencia
$\Delta pc^*$	-4.358	*	2	constante	-8.892	*	4	constante
$I_{91-I^*_{91}}$	-3.325	**	1	constante	-2.972	**	4	constante
padm	-2.744		1	constate y tendencia	-2.444		4	constate y tendencia
$\Delta padm$	-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  
 a Número de rezagos sugerido por Newey- West.

**Gráfico 4.1**  
**Variables que presentaron casos especiales en las pruebas de raíces unitarias**

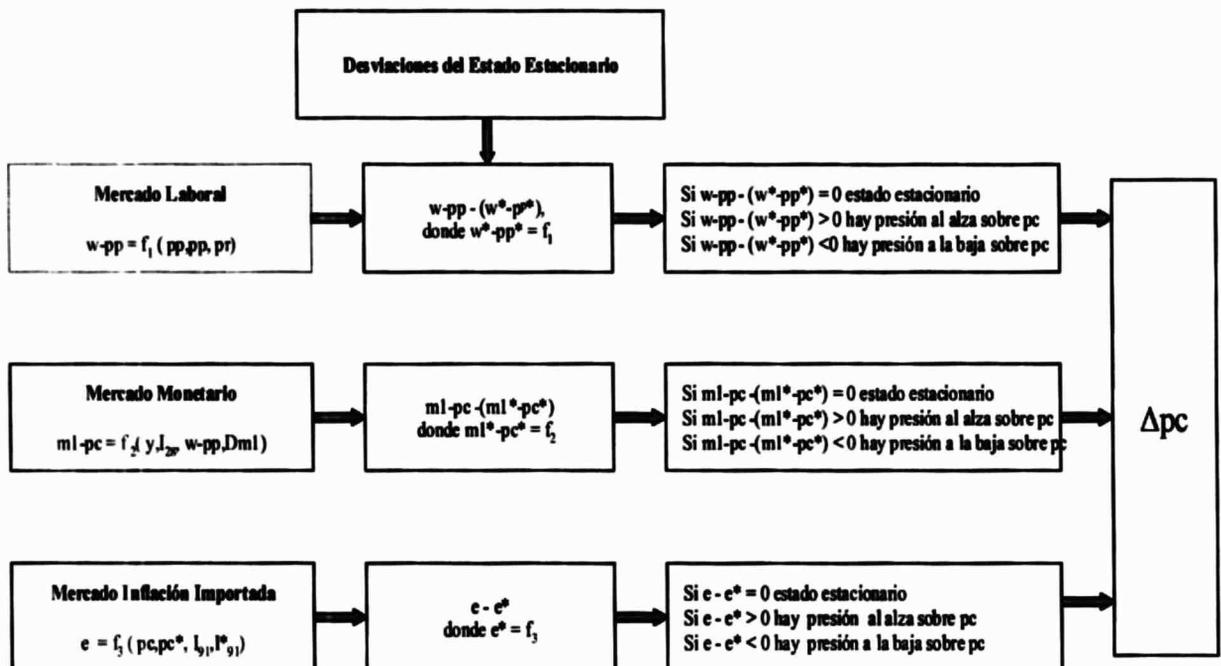


## 5. Análisis de las relaciones de largo plazo bajo la metodología de Engle y Granger

En esta sección se analizan por separado las regresiones de cointegración (relaciones de largo plazo) de los mercados laboral, monetario y de bienes como parte de la primera etapa de la metodología de Engle y Granger. Desde el punto de vista econométrico, un mercado afectará el comportamiento de los precios si éste no se encuentra en su estado estacionario, es decir, si el valor de corto plazo de la variable dependiente en la regresión de cointegración es diferente a su valor de largo plazo.

En el gráfico 5.1 se muestra la dinámica de transmisión de las presiones de cada mercado a los precios consumidor. Por 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 [ $(m1-pc) > (m1-pc)^*$ ] se presionará al alza los precios consumidor, lo que a su vez provocará que disminuyan los saldos monetarios reales y por lo tanto el mercado monetario regresará a su estado estacionario. Lo mismo sucederá con los desequilibrios de los mercados laboral y bienes.

**Gráfico 5.1**  
**Mecanismo de transmisión de las presiones inflacionarias**



### 5.1 Mercado Monetario

Pese a la clara y mayor evidencia existente para México sobre la homogeneidad lineal que presentan los salarios y los precios externos sobre la inflación se decidió verificar si las desviaciones del mercado monetario sobre su valor de largo plazo son relevantes para explicar el comportamiento del nivel general de precios. La relación de largo plazo estimada en este

documento se refiere, al igual que en Ramos-Francia (1993), a una función de demanda por m1 en términos reales.<sup>19</sup> Este último autor, bajo el análisis de cointegración de Johansen encuentra un solo vector de cointegración para la demanda dinero.<sup>20</sup>

La teoría sobre la demanda de dinero sostiene que existen dos principales motivos por los cuales un agente económico puede demandar dinero. El primero de ellos es el llamado motivo transacción y surge debido a la utilización del dinero como medio de intercambio. El segundo motivo 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. En base a la teoría de la demanda de dinero se puede esperar la ocurrencia de dos fenómenos: i) el agente económico conserva mayores cantidades de dinero entre mayor sea el número de transacción 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 cuales puede invertir su riqueza). Por lo tanto, la decisión de cómo un agente distribuye su riqueza entre los activos existentes hace posible que la demanda de dinero pueda ser analizada bajo el 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 mantener esa unidad de dinero.

En la literatura sobre el tema se argumenta que los determinantes de la demanda de dinero se pueden agrupar en tres: a) variables de escala (referentes a la demanda de dinero por motivo transacción); b) variables de costo de oportunidad (referente al motivo especulativo) y; c) otras variables relevantes para el comportamiento de dicha demanda (el salario real, medidas de volatilidad, entre otras). La función a estimar en este documento se condiciona a las siguientes variables independientes: 1) ingreso ( $y_t$ ) como variable de escala; 2) el rendimiento de los CETEs a 28 días ( $I_{28}$ ) como variable de costo de oportunidad; 3) salario real precios productor ( $w$ -pp); 4) una variable dicotómica que captura el cambio abrupto que presentó M1 a finales de 1991 ( $Dm1$ ):

$$m1-pc = f ( y, I_{28}, w\text{-pp}, Dm1 ) \quad (5.1)$$

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

La inclusión del salario real en la función (5.1) se justifica bajo la idea del costo de oportunidad. En cada una de las ocasiones en que un agente económico dedique tiempo para obtener medios de pago (dinero) éste incurrirá en un costo de oportunidad debido a que el individuo puede ocupar dicho tiempo en actividades que le generen algún ingreso. Por ejemplo, un aumento en el salario real incrementa el costo de oportunidad derivado del tiempo requerido para obtener medios de pago. De esta forma, es razonable postular que existe una relación positiva entre la demanda de dinero y el salario real ( $f_3 > 0$ ).<sup>21</sup> La inserción de la variable dicotómica se justifica por los siguientes motivos: i) la modernización en los medios de pago; ii) la innovación financiera; iii) ciertas prácticas bancarias ocurridas en México y; iv) en el último trimestre de 1991 se dio un movimiento inusual en el monto de cuentas de cheque que afectó de manera importante el comportamiento de m1.<sup>22</sup>

En el cuadro 5.1 se presentan los resultados de la regresión de cointegración. Como se puede apreciar los coeficientes del ingreso, del salario real y de la tasa de interés de corto plazo presentan los signos esperados. En relación a las magnitudes, un resultado a destacar es la

---

<sup>19</sup> También se estimó una función de demanda por m2 real, obteniendo resultados satisfactorios y estables para la totalidad de la muestra.

<sup>20</sup> En Román y Vela (1996) se modelan ecuaciones en diferencias para los distintos agregados monetarios y se encuentra que la estimación para billetes y monedas en términos reales presentaba las mejores propiedades estadísticas entre los modelos para los agregados monetarios. En este trabajo el modelo de demanda de billetes y monedas no fue el que presentó las mejores propiedades. A pesar de ser distinta la metodología de estimación de estos autores en relación a la seguida en este documento, se menciona tal estudio debido a las variables explicativas incorporadas en su modelo.

<sup>21</sup> Para una revisión más extensa sobre el tema ver Román y Vela (1996).

<sup>22</sup> Informe Anual del Banco de México 1991.

elasticidad unitaria que presenta la demanda de dinero con relación al salario real. A diferencia de Román y Vela (1996), donde se encuentra una elasticidad de largo plazo de la demanda de dinero en relación al salario real de 0.8, en este documento se encuentra que el agente económico aumentará su demanda por saldos monetarios reales en la misma proporción que los aumentos en su salario real. En lo que se refiere a la elasticidad ingreso, 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). 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. El coeficiente de la tasa de interés es relativamente más grande al obtenido por Román y Vela, quienes obtienen un coeficiente de  $-0.0022$ . En nuestro caso, la semielasticidad encontrada presenta el signo previsto y una magnitud de  $-0.0051$ . Tanto la elasticidad ingreso de 0.60 como la semielasticidad de la tasa de interés son compatibles con una versión modificada de la teoría de Baumol-Tobin.<sup>23</sup>

**Cuadro 5.1**  
**Resultados de la regresión de cointegración**  
**para el mercado monetario**

Variable	m1-pc	Error Estándar
C	7.5613*	0.3594
y <sub>t</sub>	0.6138*	0.0497
w <sub>t</sub> -pp <sub>t</sub>	1.0051*	0.0611
l <sub>2s t</sub>	-0.0051*	0.0005
Dm1	0.4590*	0.0180
R <sup>2</sup> ajustada	0.9804	T=142
RSS	0.3939	
Estad. F	1715.03	
Muestra	1989:1	2000:10

Después de varios intentos para modelar el cambio en el comportamiento del agregado m1 a finales de 1991, por medio de diversas variables determinísticas y no determinísticas, se observó que la variable no estocástica Dm1 reducía significativamente la varianza del residual de la regresión de cointegración.<sup>24</sup> Se reconoce que la inclusión de variables dicotómicas puede no ser la mejor solución. Sin embargo, Hendry (1995) para el caso de Canadá, utiliza una variable binaria de características similares a la empleado en este documento para explicar el efecto de la innovación financiera en el agregado monetario m1 de ese país. Dicho autor, al igual que en el presente trabajo, utilizó variables como el cambio en las tasas de interés domésticas de corto plazo, el cambio en el tipo de cambio además de la variable dicotómica para poder captar el efecto de la innovación financiera en el comportamiento de m1. Para el caso de Canadá, Hendry encontró que la variable binaria era la única que hacía estable el vector de cointegración. En lo que respecta al presente estudio, la variable Dm1 fue la única que nos ayudó a capturar el fuerte incremento que presentó el agregado m1 en 1991. Consistente con lo esperado, esta variable presentó un coeficiente positivo de 0.4590 en la regresión de cointegración.

Con la finalidad de investigar si los errores de la regresión de cointegración son estacionarios se recurre nuevamente a las pruebas de raíces unitarias DF, ADF y PP. En Davidson y Mackinnon (1993) se sostiene que los valores críticos que deben de ser tomados en cuenta para una prueba de raíces unitarias sobre los residuales no son los mismos que los utilizados para una prueba de raíces unitarias de una serie de tiempo tradicional. Ambos autores proponen 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. Estos valores son presentados en el cuadro 5.2. Para ratificar los resultados obtenidos por las pruebas DF, ADF y

<sup>23</sup> Ver McCallum (1989) capítulo 3.

<sup>24</sup> La variable Dm1 es igual a: Dm1= 0 hasta septiembre de 1991 y Dm1=1 de octubre de 1991 hasta octubre de 2000.

PP se realizaron las pruebas no paramétricas de raíces unitarias basadas en los residuales sugeridas en Phillips-Ouliaris (1990) y cuyos resultados se muestran en el cuadro 5.3.<sup>25</sup>

**Cuadro 5.2**  
**Pruebas de raíces unitarias para los residuales del mercado monetario\*/**

Valor Crítico	DF	ADF	PP
	-5.089*	-4.607*	-5.004*
1%	-4.29	-4.29	-4.29
5%	-3.74	-3.74	-3.74

\*/ 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

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

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

**Cuadro 5.3**  
**Resultados de las pruebas sugerida por Phillips-Ouliaris para**  
**ventanas de tiempo de 1 hasta 12 periodos\*/**  
**mercado monetario**

t	Z <sub>alpha</sub>	Z <sub>t</sub>
1	-44.10	-5.13
2	-43.49	-5.11
3	-43.16	-5.09
4	-42.94	-5.08
5	-42.98	-5.08
6	-43.10	-5.09
7	-43.00	-5.08
8	-43.42	-5.10
9	-44.41	-5.15
10	-45.15	-5.18
11	-46.20	-5.23
12	-47.97	-5.31
	Valor Crítico	
10%	-32.7382	-4.1565
5%	-37.1508	-4.4542

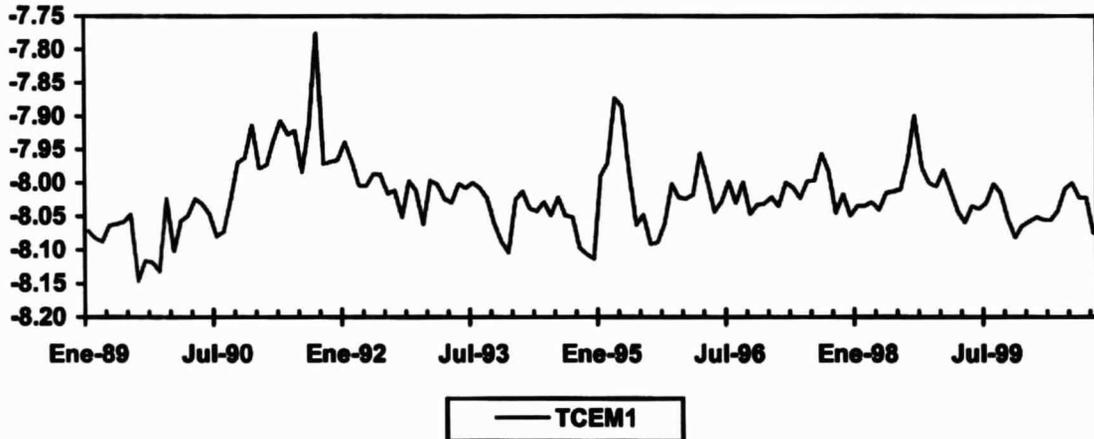
\*/ Se rechaza la hipótesis nula de no cointegración si el valor computado del estadístico en cuestión es menor al valor crítico.

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 cuatro. En esta ocasión la prueba DF tiene validez debido a que los residuales de la misma no presentaron problemas de correlación serial. Comparando los valores calculados con los valores críticos para cada estadístico del cuadro 5.2 y 5.3 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. Por último, en el gráfico 5.3 se muestra la trayectoria de los residuales de la regresión de cointegración.<sup>26</sup>

<sup>25</sup> En el apéndice A se presenta una breve descripción de las pruebas sugeridas en Phillips y Ouliaris (1990).

<sup>26</sup> El nivel del residual de la regresión de cointegración mostrada en el cuadro 5.1 no tiene media cero debido a que a éstos se les suma algebraicamente el valor de la constante (en este caso se le resta a la innovación 7.5616). Esto último con la finalidad de que la constante del MCE incorpore el efecto de las constantes de cada mercado.

**Gráfico 5.3**  
**Residuales de la regresión de cointegración de la demanda de dinero**



**5.2 Mercado de Bienes**

En la presente subsección se pretende modelar el mecanismo de transmisión de la inflación externa a los precios domésticos por medio del mercado de bienes. La teoría económica sostiene que el comportamiento de la inflación en una economía abierta como la mexicana puede verse afectada por los movimientos de los precios externos medidos en dólares y por 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. 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 (medidos éstos en pesos). La forma más clara de comprobar esta hipótesis es averiguando si el tipo de cambio real es una variable estacionaria.

Según la teoría monetarista existe un solo mercado integrado para bienes y capital comercializable en el mundo de modo que la paridad de poder de compra (PPP) y por lo tanto la ley de un solo precio (LOP) 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 de ser el mismo en cualquier parte del mundo donde éste se adquiera. La LOP se puede expresar de la siguiente manera:

$$P_{it} = E_t P_{it}^* \tag{5.2}$$

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.

Sean  $P_t = \sum_i w_i P_{it}$  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 forma siguiente:

$$P_t = E_t P_t^* \quad (5.3)$$

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 cumple se realiza la siguiente regresión<sup>27</sup>:

$$e = \beta_0 + \beta_1 pc + \beta_2 pc^* + \varepsilon_t \quad (5.4)$$

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.

Al realizar la prueba de estacionariedad sobre los residuales de la regresión de cointegración (5.4) se llegó a la conclusión de 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. Este resultados no es sorprendente, de hecho el obtener estacionariedad para el tipo de cambio real, para el caso de México, es sumamente difícil debido a las no linealidades presentes en la respuesta de los productores a cambios en los precios.

En Obstfeld y Taylor (1997) se argumenta que sí se toman en cuenta los costos de transacción o transporte, los productores domésticos no ajustarán sus precios para hacer frente a un aumento en los precios externos a menos que dicho aumento más que compense los costos de transacción.<sup>28</sup> Por lo tanto, cuando el diferencial entre los precios domésticos y externos es grande los productores ajustarán sus precios y la PPP se cumplirá en el corto plazo. Sin embargo, si el diferencial es pequeño la PPP no se cumplirá y por lo tanto la desviación de ésta sobre su nivel de largo plazo será permanente hasta que le sea óptimo al productor el modificar sus precios. Obstfeld y Taylor proponen un modelo no lineal que incorpora bandas de inacción por parte de los productores las cuales están en función del tamaño del diferencial de precios entre países. El resultado obtenido por estos dos autores, fuera de la banda de ausencia de acción mencionada, es un proceso de reversión a la media más rápido que el encontrado en la mayoría de la literatura.

En Juselius (1992) se obtiene, para el caso danés, una la velocidad de ajuste más alta de la PPP si es incluido un diferencial entre las tasas de interés doméstica y la externa dentro del espacio de cointegración. Este resultado soporta la hipótesis de que la determinación del tipo de cambio se lleva a cabo tanto en el mercado de bienes como en el mercado de capitales, por lo cual 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.

De las dos anteriores formas de modelar la PPP decidimos optar por la propuesta en Juselius (1992) debido a que se encuentra más en línea con la metodología empleada en este documento. Por consiguiente, la regresión de cointegración llevada a cabo es la siguiente:

$$e = \beta_0 + \beta_1 pc + \beta_2 pc^* + \beta_3 (I_{91} - I^*_{91}) + \varepsilon_t \quad (5.5)$$

$$e = f(pc, pc^*, I_{91} - I^*_{91})$$

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

Los resultados de la regresión (5.5) con precios consumidor se presentan en el cuadro 5.4. 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 esta en función del

<sup>27</sup> Una prueba débil sobre cointegración entre los precios relativos y el tipo de cambio nominal se puede realizar probando la hipótesis de estacionariedad del tipo de cambio real.

<sup>28</sup> Es un análisis semejante al realizado por Mankiw sobre los llamados costos de menú.

diferencial entre los precios consumidor de México y los precios de los Estados Unidos.<sup>29</sup> Como es sugerido por la teoría,  $\beta_0$  no resultó ser estadísticamente distinto de cero. En relación el coeficiente del diferencial de tasas de interés se puede mencionar que éste presentó el signo contrario a lo esperado, lo cual puede ser explicado por la correlación positiva entre ambas tasas de rendimiento.

**Cuadro 5.4**  
**Resultados de la regresión de cointegración**  
**para el mercado de bienes**

Variable	TC	Error Estándar
C	1.412	1.545
Pc	1.019*	0.056
Pc*	-0.991*	0.361
$I_{91}-I^*_{91}$	0.010*	0.001
$R^2$ ajustada	0.981	T=142
RSS	0.756	
Estad. F	2401	
Muestra	1989:1	2000:10
Prueba Wald	$\beta_1=-\beta_2=1$	F=1.976'

\*'/ No se rechaza la hipótesis nula  $\beta_1=-\beta_2=1$

**Cuadro 5.5**  
**Pruebas de raíces unitarias para los residuales del mercado de bienes \*/**

Valor Crítico	DF	ADF	PP
	-4.939*	-4.094**	-4.802*
1%	-3.90	-3.90	-3.90
5%	-3.34	-3.34	-3.34

\*'/ Los valores críticos mostrados corresponden a los obtenidos por Davidson y Mackinnon (1993), tabla 20.2.

**Cuadro 5.6**  
**Resultados de las pruebas sugerida por Phillips y Ouliaris para**  
**ventanas de tiempo de 1 hasta 12 periodos\*/**  
**mercado de bienes**

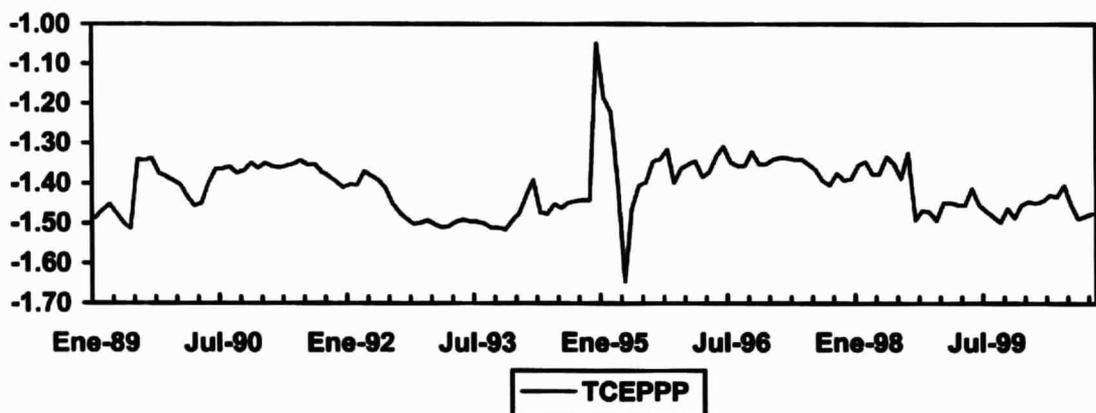
t	$Z_{\alpha}$	$Z_t$
1	-42.04	-5.00
2	-42.91	-5.04
3	-42.33	-5.01
4	-38.72	-4.84
5	-37.85	-4.79
6	-35.14	-4.66
7	-38.20	-4.81
8	-38.78	-4.84
9	-40.13	-4.90
10	-41.95	-4.99
11	-43.67	-5.08
12	-45.92	-5.18
	Valor Crítico	
10%	-27.5846	-4.1121
5%	-32.0615	-3.8329

\*'/ Se rechaza la hipótesis nula de no cointegración si el valor computado del estadístico en cuestión sea menor al valor crítico.

<sup>29</sup> Se debe mencionar que la prueba de Wald se ve afectada en este caso por los problemas de autocorrelación que caracterizan a las regresiones de cointegración sin embargo, el resultado es consistente con la prueba de máxima verosimilitud que se aplica en la siguiente sección al vector de cointegración obtenido por el método de Johansen.

Los residuales de la regresión de cointegración se muestran en el gráfico 5.4 y las pruebas de estacionariedad de éstos se presentan en los cuadros 5.5 y 5.6. La prueba DF no es tomada en cuenta debido al problema de correlación serial que presentó (aún así es presentada). 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 (5.5) son estacionarios, por lo tanto pueden ser incluidos en un modelo de la forma de corrección de errores. Para finalizar, se concluye que existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal, los precios consumidor de México y de los Estados Unidos y un diferencial entre tasas de interés de corto plazo de ambos países.

**Gráfico 5.4**  
**Residuales de la regresión de cointegración del mercado de bienes**



### 5.3 Mercado Laboral

Como se mencionó en la sección 3, la evidencia empírica sobre el comportamiento del índice nacional de precios en México apunta hacia una clara influencia de los salarios sobre éste. Por consiguiente, es necesario incluir en el modelo de inflación las desviaciones de la relación de largo plazo del mercado laboral como factor fundamental del comportamiento de los precios. Parte de la literatura internacional sobre el tema se enfoca al estudio de las relaciones de largo plazo entre algunas de las siguientes variables: salario real ( $w$ -pp), precios consumidor (pc), precios productor (pp), desempleo y alguna medida de productividad (pr). Diferentes combinaciones de las variables mencionadas pueden limitar el espacio de cointegración. Por ejemplo, se puede probar la hipótesis sobre la existencia de una relación de largo plazo entre el desempleo y la productividad, esperando encontrar una relación positiva entre ambas variables.<sup>30</sup> Para el caso de México esta hipótesis fue contundentemente rechazada.

En base a un modelo *mark-up*, se plantea la hipótesis de una relación de largo plazo entre el salario real y la productividad.<sup>31</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

<sup>30</sup> Se espera una relación positiva debido a que si los productores enfrentan precios de los insumos altos éstos probablemente buscarán reducir sus costos despidiendo a la parte menos productiva de la fuerza laboral. Por lo tanto, aumentará el desempleo y posiblemente la productividad media.

<sup>31</sup> Dado un incremento en el salario real, un productor no buscará trasladarlo a los precios de su producto si la brecha salarial ( $w$ -pp-pr) permanece constante, 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.

productividad no compensa en su totalidad los aumentos en los costos (salarios).<sup>32</sup> Para el caso de México no se encontró una combinación lineal entre dichas variables que fuera estacionaria. Esto último 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*). En Nymoén (1992) se propone un modelo de salarios para la economía finlandesa donde son incluidos tanto factores del lado de las empresas como factores del lado de los trabajadores. Dentro de éstos últimos se incluye el diferencial entre los precios consumidor y productor. Nymoén argumenta que si el coeficiente del diferencial entre los precios es estadísticamente distinto de cero, entonces los intereses de los trabajadores influirán en el resultado del mercado laboral por medio de los precios consumidor. Los trabajadores, al incrementar su consumo, ejercerán presión al alza sobre los precios consumidor y por lo tanto modificarán el precio relativo (el diferencial).

La regresión de largo plazo que se propone en este documento es la siguiente:

$$w_t = \beta_0 + \beta_1 pc_t + \beta_2 pp_t + \beta_3 pr_t + \varepsilon_t \quad (5.6)$$

$$w = f(pc, pp, pr)$$

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

Reparametrizando la ecuación (5.6) se puede obtener la siguiente ecuación del salario real:

$$w_t - pp_t = \beta_0 + \beta_1 pc_t + (\beta_2 - 1) pp_t + \beta_3 pr_t + \varepsilon_t \quad (5.7)$$

donde los residuales son estacionarios [ $\varepsilon_t \sim I(0)$ ] y se prevé que  $\beta_1 > 0$ ,  $(\beta_2 - 1) < 0$ ,  $\beta_3 = 1$  y  $\beta_1 = -\beta_2$ .

Se espera un coeficiente positivo para los precios consumidor ( $\beta_1 > 0$ ) debido a 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 productor se prevé menor a cero ( $\beta_2 < 0$ ) debido a que una posible respuesta de las empresas a un incremento en los precios de los insumos, *ceteris paribus*, será el despedir a la parte menos productiva de la fuerza laboral. De esta forma se incrementaría el desempleo y habría una presión a la baja sobre los salarios. Para construir de manera válida el diferencial de precios consumidor-productor se espera que el efecto de estos precios sobre el salario nominal sea el mismo pero con signo contrario ( $\beta_1 = -\beta_2$ ). La productividad se prevé que presente una elasticidad unitaria siendo consistente ésta con un modelo tipo *mark-up*.

Los resultados de la ecuación (5.7) se presentan en el cuadro 5.7. Las elasticidades son estadísticamente distintas de cero y muestran los signos esperados. En el caso de la productividad no se rechaza la hipótesis de elasticidad unitaria. Para el caso de México, la teoría sobre la estacionariedad de la brecha salarial ( $w - pp - pr$ ) no fue soportada por los datos a pesar de la elasticidad unitaria del salario real con respecto a la productividad.<sup>33</sup> La hipótesis sobre los coeficientes de los precios consumidor y productor ( $\beta_1 = -\beta_2 - 1$ ) fue rechazada por los datos, por lo cual fue imposible el sustituir ambas variables por un diferencial de ellas, a pesar de esto, se encuentra una combinación lineal de variables  $I(1)$  que es estacionaria.

Las pruebas sobre los residuales se muestran en los cuadros 5.8 y 5.9 mientras que el nivel de éstos se presentan en el gráfico 5.5. 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

<sup>32</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, i.e.  $w - p - pr = \text{constante}$ .

<sup>33</sup> A pesar de presentar elasticidad unitaria, la productividad y el salario real no presentaron una relación de largo plazo. Es decir, la combinación lineal entre  $w$ ,  $pp$  y  $pr$  no presentó propiedades estacionarias. Por lo tanto, fue necesario incluir los precios consumidor y productor de manera separada para tener una aproximación del diferencial de precios domésticos.

existe una combinación lineal que es estacionaria entre el salario real, los precios consumidor de México, los precios productor domésticos y la productividad media.

**Cuadro 5.7**  
**Resultados de la regresión de cointegración para el mercado laboral**

Variable	$w_t - pp_t$	Error Estándar
C	0.483	0.418
$pc_t$	2.700*	0.158
$pp_t$	-3.147*	0.152
$pr_t$	1.029*	0.115
$R^2$ ajustada	0.840	T=142
RSS	0.305	
Estad. F	248.2	0.063
Muestra	1989:1	2000:10
Prueba Wald	$\beta_1 = -\beta_2$	F=195

**Cuadro 5.8**  
**Pruebas de raíces unitarias para los residuales del mercado de laboral \*/**

Valor Crítico	DF	ADF	PP
	-5.299*	-3.928*	-5.201*
1%	-3.90	-3.90	-3.90
5%	-3.34	-3.34	-3.34

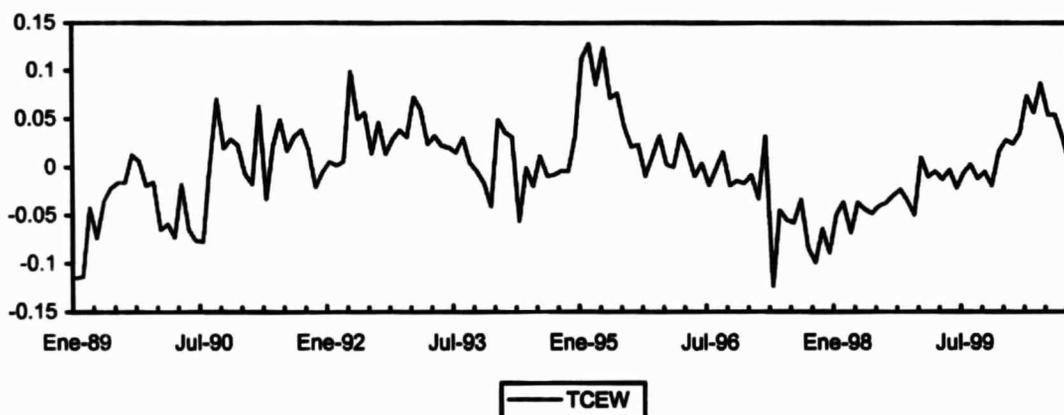
\*/ Los valores críticos mostrados corresponden a los obtenidos por Davidson y Mackinnon (1993), tabla 20.2.

**Cuadro 5.9**  
**Resultados de la pruebas sugeridas por Phillips y Ouliaris para ventanas de tiempo de 1 hasta 12 periodos\*/ mercado de laboral**

t	$Z_{\alpha}$	$Z_t$
1	-36.42**	-5.01*
2	-38.09**	-5.08*
3	-40.02**	-5.16*
4	-41.85*	-5.24*
5	-43.22*	-5.30*
6	-45.52*	-5.40*
7	-47.48*	-5.48*
8	-48.6*	-5.53*
9	-50.15*	-5.59*
10	-50.85*	-5.62*
11	-52.77*	-5.70*
12	-54.06*	-5.76*
	Valor Crítico	
1%	-41.1348	-4.7325
5%	-32.0615	-3.8329

\*/ Se rechaza la hipótesis nula de no cointegración si el valor computado del estadístico en cuestión sea menor al valor crítico.

**Gráfico 5.5**  
**Residuales de la regresión de cointegración para el mercado laboral**



## **6. Análisis de las relaciones de largo plazo bajo la metodología de Johansen**

Con la finalidad de investigar que tan robustos son los resultados encontrados en la primera etapa del proceso bietápico de Engle y Granger en esta sección se estiman los vectores de cointegración para los mercados laboral, monetario y de bienes bajo la metodología propuesta por Johansen. A diferencia de la sección anterior y debido a los resultados tan parecidos a los que se llegan en este capítulo, únicamente se presentan los resultados de las relaciones de largo plazo sin realizar un análisis detallado de los mismos. El proceso para construir los términos de corrección de errores que se utilizarán en el modelo de inflación se divide en dos etapas: i) se estiman los vectores de cointegración para cada mercado por separado y; 2) se construye el término de corrección de errores para cada mercado con los parámetros de largo plazo obtenidos en el paso uno y con los valores de las variables involucradas. En la sección 8, aplicando el teorema de representación de Granger, se formula un MCE con los términos de corrección obtenidos en esta sección.

### **6.1 Mercado Monetario**

Al igual que en el apartado 5.1 en éste se busca investigar si existe una relación de largo plazo entre la demanda dinero real ( $m1-pc$ ), el ingreso ( $y$ ), una tasa de interés de corto plazo ( $i_{28}$ ) y el salario real ( $w-pp$ ). El proceso de estimación se inició incluyendo 12 rezagos para el vector autoregresivo.<sup>34</sup> Mediante la verificación del criterio de Schwarz, la significancia estadística de los rezagos y los resultados de las pruebas univariadas y multivariadas se decidió el número de rezagos con los cuales se estimaron los vectores de cointegración.

Al estimar el vector de modelos de corrección de errores (VECM) por medio de Johansen sin la variable dicotómica financiera propuesta en la subsección 5.1, los resultados presentaron signos contrarios a los esperados. De tal forma, fue necesario la inclusión de dicha variable en el espacio de cointegración para que los resultados obtenidos se encontraran en línea con la teoría económica. Es necesario advertir dos cuestiones: i) la variable dicotómica mencionada fue asumida como exógenamente débil al estimar el modelo y; ii) se realizó el análisis sobre los saldos monetarios reales debido al no rechazo de la hipótesis de unidad para el coeficiente de largo plazo de los precios consumidor. Al analizar los vectores autoregresivos con diferentes órdenes se

<sup>34</sup> Las estimaciones fueron llevadas a cabo mediante el programa CATS de RATS.

concluyó que el de orden nueve presentaba las mejores propiedades econométricas. Los resultados para los estadísticos de la traza y del *eigenvalue* máximo ( $\lambda_{\max}$ ) se presentan en el cuadro 6.1.

**Cuadro 6.1**  
**VAR con 9 rezagos y constante (muestra de 1989.01 – 2000.10 T=142)**  
**mercado monetario**

Estadísticos de Prueba					
Estadístico	Pruebas sobre el número de vectores de cointegración				
	Ho: r=0 p-r=5	Ho: r≤1 p-r=4	Ho: r≤2 p-r=3	Ho: r≤3 p-r=2	Ho: r≤4 p-r=1
Traza	92.92*	53.62*	21.56	9.04	0.13
$\lambda_{\max}$	39.30*	32.06*	12.51	8.91	0.13
Eigenvalues					
	0.2418	0.2021	0.843	0.0608	0.0009

Los valores críticos para el análisis de cointegración fueron obtenidos de Osterwald-Lenum (1992).

Un estadístico marcado con un asterisco significa que la hipótesis nula relevante es rechazada a un nivel de 5%.

**Cuadro 6.2**  
**Resultados basados en dos vectores de cointegración**  
**mercado monetario**

Variable	Eigenvectors $\beta$	
	Vector de Cointegración 1	Vector de Cointegración 2
m1-pc	1.00	15.56
w-pp	-1.02	1.00
y	-0.61	-4.21
l2s	0.004	0.33
Dm1	0.52	6.29
Matriz de Coeficientes de Ajuste		
$\Delta^1$ (m1-pc)	0.49	-0.04
$\Delta^1$ (w-pp)	0.08	0.08
$\Delta^1$ (y)	0.03	0.02
$\Delta^1$ (l2s)	-16.96	-22.41

En base a los estadísticos de la traza y del *eigenvalue* máximo del cuadro 6.1 se rechazan las hipótesis de existencia de cero y un vector de cointegración por lo que se concluye que existen dos vectores de cointegración entre las variables contenidas en el vector  $X_t$ .<sup>35</sup> Es importante señalar la dificultad que se presenta al encontrar más de un vector de cointegración debido a que las combinaciones lineales entre ambos mantienen las propiedades estacionarias. Por lo tanto, cuando  $r > 1$  el espacio de cointegración es lo único que está determinado y no los coeficientes de largo plazo.

Una alternativa para identificar el vector de cointegración radica en la posibilidad de imponer restricciones estructurales sobre el espacio de cointegración. Los resultados del método de Johansen para los parámetros de largo plazo y los coeficientes de ajuste consistentes con dos vectores de cointegración se muestran en el cuadro 6.2. Basándonos en éstos, se decidió no restringir los parámetros de largo plazo para el mercado monetario por dos motivos: i) al analizar los coeficientes de primer vector de cointegración se puede apreciar una clara semejanza entre éstos y los obtenidos en la regresión de cointegración de la primera etapa de Engle y Granger (cuadro 5.1) y; ii) analizando la matriz de coeficientes de ajuste se puede apreciar que el vector de

<sup>35</sup>  $X_t = [(m1-pc), (w-pp), y, l2s, Dm1]$

cointegración uno afecta de manera más importante a la ecuación de la demanda de dinero real [ $\Delta^1(m1-pc)$ ] que el vector de cointegración dos (0.49 y -0.04 respectivamente).<sup>36</sup> Por lo tanto, se decidió que los parámetros de largo plazo relevantes para el MCE de la inflación son los contenidos en el vector de cointegración uno:

$$\beta' = [1, -1.02, -0.61, 0.004, 0.52] \quad (6.1)$$

y donde  $X_t = [(m1-pc), (w-pp), y, I_{28}, Dm1]$

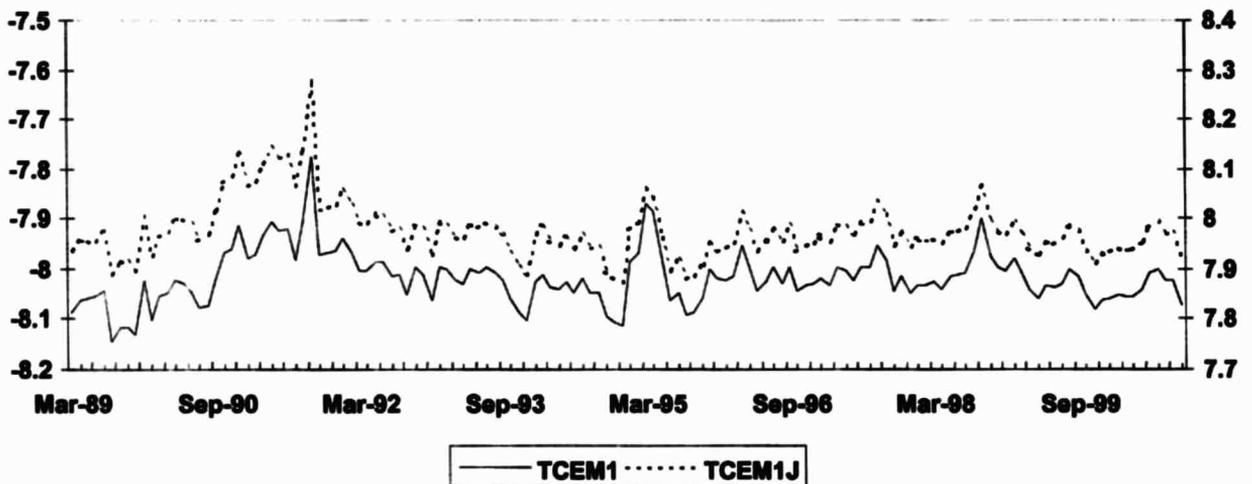
Dado (6.1), la relación de largo plazo es la siguiente:

$$m1-pc = 1.02 (w-pp) + 0.61 y - 0.004 I_{28} - 0.52 Dm1 \quad (6.2)$$

De (6.2) se construye el término de corrección de errores que se incluirá en el MCE para la inflación mensual de la sección 8<sup>37</sup>:

$$TCEM1J = (m1-pc) - 1.02 (w-pp) - 0.61 y + .004 I_{28} + 0.52 Dm1 \quad (6.3)$$

**Gráfico 6.1**  
**Términos de Corrección de Errores para el mercado monetario**



En el gráfico 6.1 se muestra el comportamiento de los términos de corrección de errores para el mercado monetario obtenidos bajo la metodología de Johansen (TCEM1J) y por el método de Engle y Granger (TCEM1). La trayectoria tan parecida entre las dos variables se debe principalmente a la analogía entre los parámetros de la ecuación 6.2 y los resultados del cuadro 5.1 (i.e semejanza entre los coeficientes de largo plazo obtenido por medio de las dos metodologías). La diferencia de escalas entre ambos términos de corrección se debe

<sup>36</sup> Bajo el marco de un MCE para la inflación mensual con el vector de cointegración encontrado (6.1), el coeficiente de ajuste mayor a cero es consistente con la dinámica de reversión a la media.

<sup>37</sup> TCEM1J = Término de Corrección de Errores obtenido mediante la metodología de Johansen. De igual forma, para los mercados laboral y bienes, se les agrega el sufijo J para indicar que son los términos derivados de la metodología de Johansen.

principalmente a las discrepancias en la constante de las relaciones de largo plazo de ambos métodos.

## 6.2 Mercado de Bienes

El objetivo de esta sección es investigar si, por el método de Johansen, se encuentran uno o más vectores de cointegración entre los precios consumidor de México y de los Estados Unidos y el tipo de cambio nominal. Al igual que en la sección anterior se pretende probar la validez de la teoría de la paridad de poder de compra (PPP) para el caso de México. Antes de iniciar el proceso de elección del VAR y del número de rezagos del mismo se supone como variable débilmente exógena a los precios consumidor de los Estados Unidos. La justificación a este supuesto es clara, para explicar el comportamiento de los precios consumidor de los Estados Unidos no es necesaria la información rezagada de los precios consumidor de México o del tipo de cambio nominal entre ambos países.

Se inició con un VAR de orden 12 para analizar el número de relaciones de largo plazo. Al igual que en la subsección precedente, se verificó el criterio de Schwarz, la significancia estadística de los rezagos y los resultados de las pruebas univariadas y multivariadas para decidir el número de rezagos con los cuales se estimarían los vectores de cointegración. Es necesario señalar que se obtuvieron resultados pobres en relación a la teoría de la PPP absoluta. Por consiguiente, se decidió nuevamente explorar si se cumple la "PPP aumentada" propuesta en la sección 5.2 (i.e. una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal, los precios consumidor de México y de los Estados Unidos además del diferencial de las tasas de interés de corto plazo entre ambos países). Después de revisar los vectores autoregresivos con diferentes estructuras de rezagos se llegó a la conclusión de que el VAR de orden 9 fue el que presentó las mejores propiedades estadísticas. Los resultados del análisis de Johansen para el mercado de bienes se presentan en el cuadro 6.3. Se debe aclarar que el análisis para este mercado se lleva a cabo para una muestra un poco más pequeña debido a los problemas de correlación serial que presentaba el sistema multivariado. Al eliminar las primeras observaciones de la muestra mejoraron significativamente las propiedades estadísticas del proceso.

**Cuadro 6.3**  
**La metodología de Johansen: VAR con 9 rezagos y constante**  
**(muestra de 1989.03 – 2000.10 T=140) mercado de bienes**

Estadísticos de Prueba			
Estadístico	Pruebas sobre el número de vectores de cointegración		
	Ho: r=0	Ho: r≤1	Ho: r≤2
	p-r=3	p-r=2	p-r=1
Traza	50.87*	17.33	6.63
$\lambda_{max}$	33.53*	10.70	6.63
Eigenvalues			
	0.2130	0.0736	0.0463

Los valores críticos para el análisis de cointegración fueron obtenidos de Osterwald-Lenum (1992)

Un estadístico marcado con una asterisco significa que la hipótesis nula relevante es rechazada a un nivel de 5%.

p-r = número de raíces unitarias

Los estadísticos de la traza y del *eigenvalue* máximo del cuadro 6.3 nos llevan a aceptar la hipótesis nula de que el rango de la matriz  $\Pi$  es igual a uno. Por lo tanto, se concluye que existe sólo un vector de cointegración entre el tipo de cambio nominal, los precios consumidor de México

y de los Estados Unidos y el diferencial entre las tasas de interés de corto plazo de ambos países. El vector de cointegración encontrado es el siguiente:

$$\beta' = [1, -1.217, -0.003, 2.359] \quad (6.4)$$

Los elementos del vector de cointegración (6.4) no presentan magnitudes parecidas a los estimados por medio de la regresión de cointegración bajo el método de Engle y Granger (cuadro 5.4). Con la finalidad de comprobar si el vector de cointegración 6.3 soporta ciertas restricciones sobre sus elementos decidimos probar las hipótesis contenidas en el cuadro 6.4.  $H_1$  prueba si los coeficientes de los precios consumidor de México y de los Estados Unidos y el coeficiente del tipo de cambio son iguales a 1, -1 y 1 respectivamente (PPP absoluta). La segunda hipótesis trata de probar si es posible restringir el vector de cointegración 6.4 de tal forma que se obtengan los mismos coeficientes de largo plazo para los precios consumidor de México y Estados Unidos que los obtenidos en el cuadro 5.4 de la sección anterior.<sup>38</sup>

**Cuadro 6.4**  
**Prueba de hipótesis estructurales sobre el espacio de cointegración**

Hipótesis	Estadístico de Verosimilitud (grados de libertad)	Probabilidad
$H_1 : (\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ y $X_t = [e, pc, (I_{91} - I^*_{91}), pc^*]$		
$H_1 : (1, -1, a, 1)$	5.76(1)	0.06
$H_2 : (1, -1.019, a, 0.991)$	4.70 (2)	0.10

Nota: El valor de a significa que no fue impuesta ninguna restricción sobre el coeficiente de largo plazo para la variable involucrada, en este caso el diferencial.

**Cuadro 6.5**  
**Resultados basados en un vector de cointegración y en la restricción de los parámetros de largo plazo según hipótesis dos**

Variable	Eigenvectors $\beta$
e	1.000
pc	-1.019
$I_{91} - I^*_{91}$	-0.005
pc*	0.991
Coeficientes de Ajuste	
$\Delta^1 e$	0.047
$\Delta^1 pc$	0.044
$\Delta^1 (I_{91} - I^*_{91})$	3.988

Basándose en el estadístico de verosimilitud del cuadro 6.4, no se puede rechazar la hipótesis dos. Los resultados del análisis de cointegración basado en una sola relación de largo plazo y en las restricciones  $H_2$  se muestran en el cuadro 6.5. Después de revisar el coeficiente de ajuste para la ecuación de la inflación mensual doméstica ( $\Delta^1 pc$ ) y de analizar las magnitudes y signos de los parámetros de largo plazo se concluyó que el vector de cointegración relevante para el mercado de bienes puede ser el siguiente:

$$\beta' = [1, -1.019, -0.005, 0.991] \quad (6.5)$$

y donde  $X_t = [e, pc, I_{91} - I^*_{91}, pc^*]$

<sup>38</sup> Este ejercicio se realiza con la finalidad de investigar el grado de sesgo que presentan los coeficientes obtenidos mediante la regresión de cointegración de la sección 5.2.

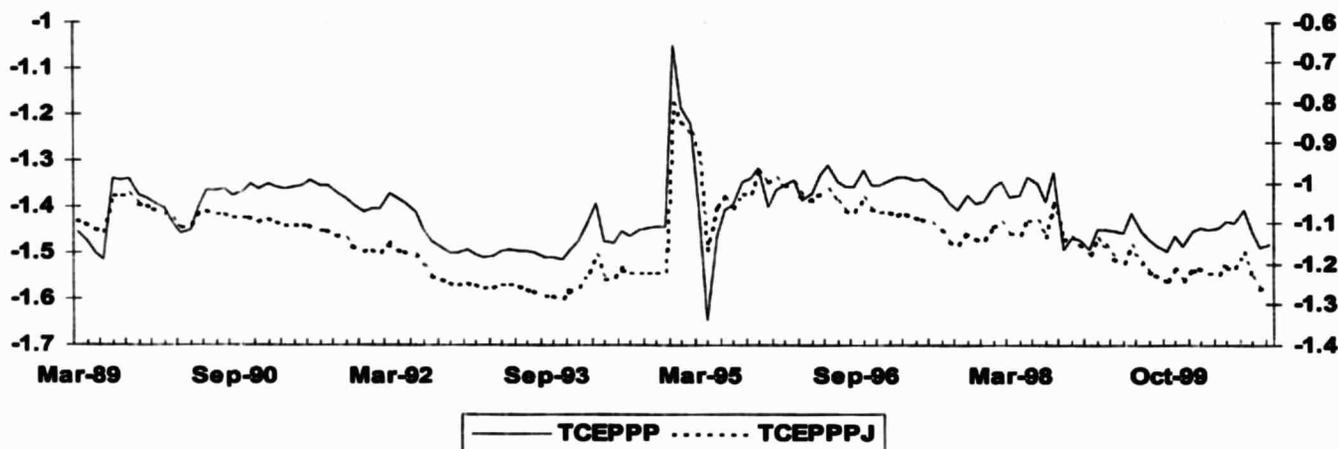
Del análisis anterior se desprende la relación de largo plazo (6.6) y el término de corrección de errores (6.7).

$$e = 1.019 pc - 0.991 pc^* + 0.005 (I_{91} - I^*_{91}) \quad (6.6)$$

$$TCEPPPJ = e - 1.019 pc + 0.991 pc^* - 0.005 (I_{91} - I^*_{91}) \quad (6.7)$$

En el gráfico 6.2 se aprecia el comportamiento de los términos de corrección de errores estimados por ambas metodologías. Al igual que en el caso del mercado monetario los términos de corrección de errores para el mercado de bienes muestran comportamientos semejantes pero nuevamente existe una divergencia en la constante de las relaciones de largo plazo.

**Gráfico 6.2**  
**Términos de Corrección de Errores para el mercado de bienes**



### 6.3 Mercado Laboral

La relación de largo plazo encontrada en la primera etapa del proceso de Engle y Granger de la sección 5.3 sostiene que las tendencias estocásticas del salario real ( $w$ -pp), los precios consumidor ( $pc$ ), los precios productor ( $pp$ ) y la productividad media de la manufactura en México ( $pr$ ) no derivan muy lejos unas de las otras a lo largo del tiempo. Al igual que en los mercados monetario y de bienes el análisis se inició con VAR de orden 12. Después de comparar las propiedades estadísticas que presentaron los vectores autoregresivos de diferentes órdenes se decidió realizar el análisis con un VAR de orden 12. Siendo  $X_t = [(w\text{-pp}), pc, pr, pp]$ , los resultados del análisis de cointegración se presentan en el cuadro 6.6.

Del análisis de cointegración de Johansen se concluye la existencia de tres vectores de cointegración entre las variables contenidas en el vector  $X_t$ , por lo que nuevamente nos enfrentamos al problema de indeterminación de los parámetros de largo plazo. Los resultados del análisis de cointegración basado en tres relaciones de largo plazo ( $r=3$ ) se muestran en el cuadro 6.7. Como se mencionó anteriormente, existen diversos métodos para determinar la relación de largo plazo cuando  $r > 1$ . Por ejemplo, se pueden probar diversas hipótesis estructurales sobre el espacio de cointegración o se puede analizar el efecto que tiene cada vector de cointegración en cada una de las ecuaciones del vector de modelos de corrección de errores (VECM).

**Cuadro 6.6**  
**La metodología de Johansen: VAR con 12 rezagos y constante**  
**(muestra de 1989.01 – 2000.10 T=142)**  
**mercado laboral**

Estadísticos de Prueba				
Estadístico	Pruebas sobre el número de vectores de cointegración			
	Ho: r=0 p-r=4	Ho: r≤1 p-r=3	Ho: r≤2 p-r=2	Ho: r≤3 p-r=1
Traza	99.74*	58.76*	26.19*	5.84
$\lambda_{max}$	40.98*	32.57*	20.35*	5.84
Eigenvalues				
	0.2507	0.2049	0.1335	0.0403

Los valores críticos para el análisis de cointegración fueron obtenidos de Osterwald-Lenum (1992)

Un estadístico marcado con una asterisco significa que la hipótesis nula relevante es rechazada a un nivel de 5%.  
p-r= número de raíces unitarias

Nuevamente se decidió no imponer restricciones estructurales sobre el espacio de cointegración por tres motivos: i) el vector de cointegración dos del cuadro 6.7 no afecta el MCE de la inflación mensual ( $\Delta^1$  pc) en este VECM (presenta un coeficiente de ajuste igual a cero); ii) el vector uno y tres ostentan los signos esperados no obstante las magnitudes no resultaron semejantes a las encontradas en el cuadro 5.7 y; iii) los coeficientes de ajuste de los vectores de cointegración uno y tres, relevantes para el MCE de la inflación ( $\Delta^1$  pc), resultaron ser estadísticamente distintos de cero. Por lo tanto, la relación de largo plazo relevante para el mercado laboral puede ser la resultante del vector de cointegración uno, tres o una combinación lineal de ambos.

$$\beta_1' = [1, -0.37, -1.92, 1.04] \text{ y } \beta_2' = [-2.885, 84, 1.00, -6.38] \quad (6.8)$$

**Cuadro 6.7**  
**Resultados del análisis de cointegración basado en tres**  
**vectores de cointegración**

Variable	Eigenvectors $\beta$		
	Vector 1	Vector 2	Vector3 <sup>a</sup>
w-pp	1.00	-0.47	-2.88 ( 1.00)
pc	-0.37	1.00	5.84 (-2.03)
pr	-1.92	-4.79	1.00 (-0.35)
pp	1.04	0.18	-6.38 ( 2.22)
Coeficientes de Ajuste			
$\Delta^1(w-pp)$	0.03	-0.03	-0.03
$\Delta^1 pc$	-0.03	0.00	0.02
$\Delta^1 pr$	0.04	-0.02	0.14
$\Delta^1 pp$	-0.04	0.00	0.02

<sup>a</sup> Los valores entre paréntesis son los coeficientes de largo plazo normalizando el vector por medio del coeficiente de largo plazo del salario real.

p-r= número de raíces unitarias.

Ante la imposibilidad de discernir entre los vectores de coeficientes de largo plazo de (6.8) se decidió construir un término de corrección de errores para cada uno de estos vectores con la finalidad de comparar los resultados que arroja el MCE que se estima en la sección 8 al utilizar el término de corrección de errores proveniente de  $\beta_1$  (TCEJ2) y el resultado cuando se utiliza  $\beta_2$  (TCEJ2). Las relaciones de largo plazo y los términos de corrección de errores para los vectores de cointegración uno y tres son los siguientes:

$$w\text{-pp} = 0.37 \text{ pc} - 1.04 \text{ pp} + 1.92 \text{ pr} \quad (6.9)$$

$$\text{TCEWJ1} = (w\text{-pp}) - 0.37 \text{ pc} + 1.04 \text{ pp} - 1.92 \text{ pr} \quad (6.10)$$

$$w\text{-pp} = 2.03 \text{ pc} - 2.22 \text{ pp} + 0.35 \text{ pr} \quad (6.11)$$

$$\text{TCEWJ2} = (w\text{-pp}) - 2.03 \text{ pc} + 2.22 \text{ pp} - 0.35 \text{ pr} \quad (6.12)$$

Al comparar los vectores de cointegración (6.8) con los resultados para el mercado laboral de la sección anterior (cuadro 5.8), se puede constatar una clara diferencia en cuanto a las magnitudes de los parámetros de largo plazo obtenidos por ambas metodologías. Tanto en la ecuación (6.10) como en la (6.12) se rechaza claramente la hipótesis de unidad para la elasticidad del salario real con respecto a la productividad, la cual fue aceptada en la regresión de cointegración (5.7). La divergencia entre los vectores de cointegración obtenidos por Johansen y los parámetros de largo plazo obtenidos por medio de la regresión (5.7) muy probablemente se debe a que estos últimos son el resultado de una combinación lineal estacionaria de los vectores de cointegración de Johansen. En el gráfico 6.3 se muestran los términos de corrección de errores derivados de (6.10) y (6.12) además del obtenido en la sección 5.3. En general, las tres variables presentan una trayectoria parecida sin embargo, el término de corrección derivado de (6.10) muestra un comportamiento mucho más parecido al obtenido por medio de la regresión de cointegración (5.7).

**Gráfico 6.3**  
**Términos de Corrección de Errores para el mercado laboral**

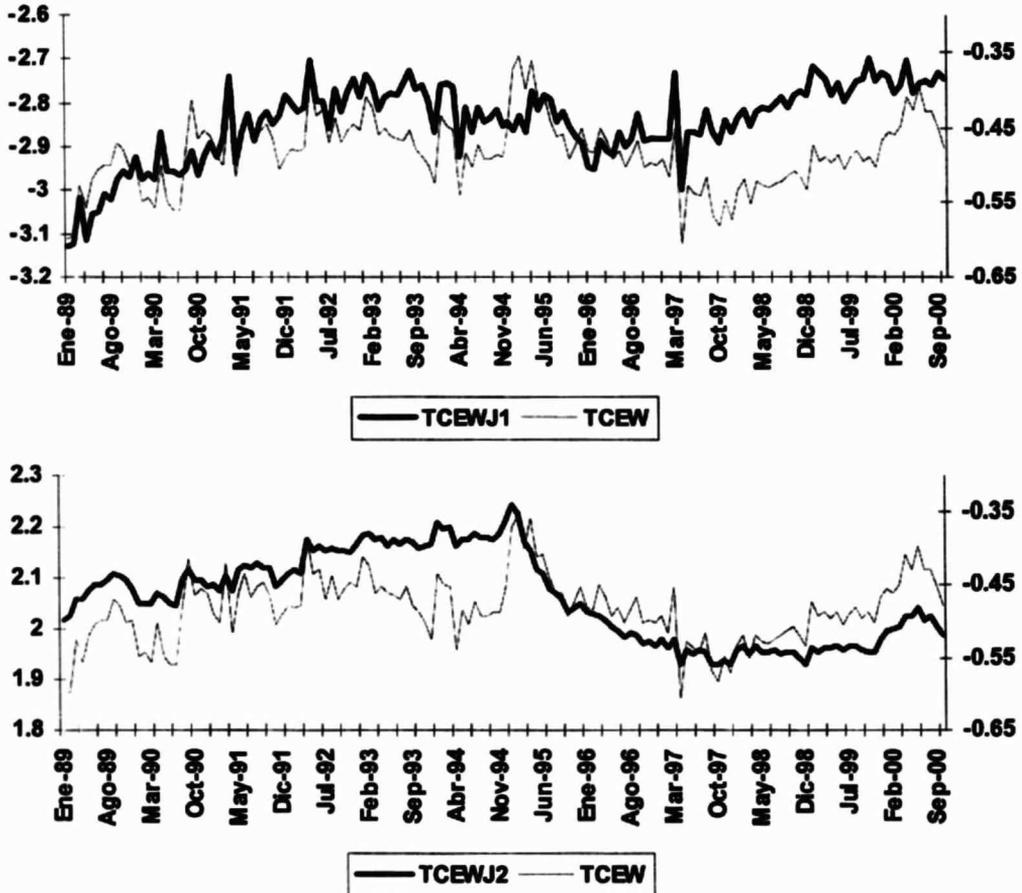


Gráfico 6.3. Panel a) Términos de Corrección de Errores para el mercado laboral obtenidos por el método de Granger y por (6.10), Panel b) Términos de Corrección de Errores para el mercado laboral obtenidos por el método de Granger y por (6.12).

## 7. Modelo de Inflación mensual (Engle y Granger)

A continuación se presentan los resultados del modelo de inflación mensual para el periodo 1989.1-2000.10 bajo el esquema de un MCE. El modelo sugerido además de utilizar las relaciones de largo plazo estimadas en la sección 5 para los mercados monetario, laboral y bienes como determinantes de largo plazo de la inflación utiliza variables  $I(0)$  como determinantes de corto plazo de los precios. El primer paso del proceso de derivación del modelo supone que la esperanza condicional de la inflación mensual en México esta restringida por dos conjuntos de información  $\Omega_1$  y  $\Omega_2$ ,  $E[\Delta^1 pc | \Omega_1, \Omega_2]$ . Donde  $\Omega_1$  es el conjunto de información integrado por las desviaciones del estado estacionario de las variables de interés para los mercados mencionados y  $\Omega_2$  es el conjunto formado por variables estacionarias que corresponden a los efectos de corto plazo sobre la inflación mensual. Por lo tanto  $\Omega_1$  y  $\Omega_2$  se pueden escribir de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Omega_1 &= [TCEPPP, TCEM1, TCEW] \\ \Omega_2 &= [\Delta^1 pc_{t-j}, \Delta^1 padm_{t-j}, \Delta^1 pconc_{t-j}, \Delta^1 (w-pp)_{t-j}, \Delta^1 (tc pc^*)_{t-j}, \Delta^1 y_{t-j}, (I_{01}-I_{01}^*)_{t-j}, D_t]; \quad j= 0, 1, \dots, 12 \end{aligned}$$

donde  $\Delta^1 X_t = X_t - X_{t-1}$  y  $D_t$  es un vector de variables estacionales centradas.

El siguiente paso consistió en estimar el MCE descrito en la sección 3 con las variables estacionarias contenidas en  $\Omega_2$  rezagadas hasta doce periodos. El tercer paso consistió en la eliminación de las variables no significativas a un 5% de significancia, lo cual se realizó recursivamente hasta que cada una de las variables del modelo fueran estadísticamente distintas de cero al 5%. En relación a los signos de los parámetros se espera que los coeficientes de ajuste de los tres mercados presenten signo mayor a cero.<sup>39</sup> La estimación final del modelo se presenta en el cuadro 7.1.

El resultado más importante del modelo es la significancia estadística que presentan los coeficientes de ajuste para cada uno de los mercados de lo cual se concluye que son los desequilibrios del estado estacionario de los mercados laboral, monetario y de bienes los determinantes de largo plazo para la inflación en México. Observado el cuadro de resultados se puede apreciar, contrariamente a lo esperado (según los trabajos de Pérez-López y Garcés), que el término de corrección de errores para el mercado monetario resulta ser estadísticamente significativo, no obstante, es el más pequeño de los tres mercados. Si se observa cada uno de los coeficientes de los términos de corrección de errores se puede apreciar una velocidad de ajuste muy parecida entre los mercados laboral y de bienes.

<sup>39</sup> El signo esperado para los coeficientes de ajuste es negativo siempre y cuando la variable independiente del MCE sea la misma sobre la cual se normaliza el vector de cointegración o presente el mismo signo que la variable sobre la cual se lleva a cabo la normalización. En nuestro caso, para los tres mercados la normalización se realizó para variables diferentes a los precios consumidor y éstos presentaron el signo contrario al de la variable sobre la cual se normalizó por lo tanto se espera obtener coeficientes positivos.

Por ejemplo, en el caso del mercado monetario el vector de cointegración final fue normalizado con respecto a los saldos monetarios reales (los precios consumidor presentaron un coeficiente muy cercano a menos uno por lo cual la regresión de cointegración se realizó en términos reales). La regresión de largo plazo que estimada fue la siguiente:

$$m1-PC_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 (w-pp)_t + \beta_3 I_{2M} + \beta_4 Dm1 + \varepsilon_t$$

Si  $m1-PC_t > \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 (w-pp)_t + \beta_3 I_{2M} + \beta_4 Dm1$  el valor de corto plazo de la demanda de dinero es mayor a su valor de largo plazo. Para regresar al estado estacionario, entonces los saldos monetarios nominales deben disminuir o los precios consumidor deben de aumentar. Como el MCE presentado en este documento ostenta a los precios consumidor como la variable independiente entonces para reestablecer el equilibrio de largo plazo se presentará cierta presión al alza sobre los precios consumidor. Al aumentar los precios consumidor los saldos monetarios regresarán a su nivel de largo plazo y se reestablecerá el estado estacionario. Lo mismo sucede para el mercado laboral y el mercado de bienes, donde los precios consumidor se encuentran en el lado derecho de la regresión de cointegración y presentan signos contrarios a los de las variables sobre las cuales se lleva a cabo la normalización.

**Cuadro 7.1**  
**MCE para la inflación mensual**  
**Muestra 1989.02 – 2000.10**

Variable	$\Delta^1 pc_t$	Error Estándar
C	0.114*	0.039
Tceppp	0.017*	0.004
Tcem1	0.010*	0.005
Tcew	0.015*	0.005
$\Delta^1 pc_{t-1}$	0.425*	0.036
$\Delta^1 padm_t$	0.082*	0.010
$\Delta^1 pconct$	0.074*	0.010
$\Delta^1 (tc pc^*)_{t-1}$	0.023*	0.007
$(l_{91}-l^*_{91})_t$	0.0002*	0.000
Dc1	-0.005*	0.001
Dc12	-0.003*	0.001
R2 ajustada	0.931	T=141
R.S.S.	0.0009	
E.E.R.	0.0003	
Muestra	1989.02	2000.10

R.S.S.= Suma de residuales al cuadrado  
E.E.R. = Error estándar de la regresión

En lo que respecta al mercado de bienes 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.  $e - 1.41 - 1.019 pc + 0.9901 pc^* - 0.00952 (l_{91}-l^*_{91}) > (<) 0$ ] la dinámica de nuestro modelo indica que los precios domésticos deberán de aumentar (disminuir) para lograr reestablecer el equilibrio de largo plazo. La reacción anterior de los precios consumidor provocará presión al alza (a la baja) sobre el comportamiento de la inflación. La explicación del mecanismo descrito radica en el grado de sobrevaluación o subvaluación del tipo de cambio nominal. Por ejemplo, si el tipo de cambio se ubica por encima (de bajo) de su nivel de largo plazo se argumenta que el peso se encuentra subvaluado (sobreevaluado) en 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, probablemente se refleja en mayores (menores) precios domésticos.

Para el mercado laboral se obtiene también una velocidad de ajuste positiva. Al igual que para los mercados monetario y de bienes, cuando el término de corrección de errores del mercado laboral (TCEW) es positivo (negativo) [i.e.  $w_t - 0.483 - 2.70 pc_t + 3.15 pp_t - 1.029 pr_t > 0$ ] el salario real de corto plazo se encuentra por encima (de bajo) de su nivel de largo plazo. Para que el mercado laboral regrese a su estado estacionario y bajo el esquema de un MCE donde los cambios en los precios consumidor son la variable dependiente (en este caso inflación mensual) el índice nacional de precios al consumidor deberá de aumentar (disminuir). Por lo tanto, para que el mecanismo descrito se cumpla, el coeficiente de ajuste del mercado laboral debe ser mayor a cero. La interacción entre el desequilibrio del mercado laboral y la inflación mensual en México es consistente con la teoría económica. La explicación de la dinámica descrita entre el mercado laboral y los precios se inicia suponiendo que los desequilibrios de este mercado son una aproximación de las presiones de demanda agregada. Por lo tanto, 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.

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 lo cual es consistente con los resultados obtenidos en Galindo (1997). El coeficiente de ajuste para este mercado resultó ser el tercero en magnitud entre los tres mercados. La dinámica de reversión a la media funciona de la siguiente manera: si el término de corrección de errores es positivo (negativo) el valor de corto plazo de la demanda de dinero será mayor (menor) al de largo plazo lo cual

provocará presión al alza (a la baja) de los precios domésticos con la única finalidad de regresar al estado estacionario. El proceso de reversión a la media del mercado monetario es parcialmente consistente con la llamada dicotomía clásica. Se debe señalar la importancia que reviste en materia de política económica (especialmente de la política monetaria) el resultado arrojado por el modelo. Éste nos sugiere que el Banco Central puede afectar, por medio de sus acciones de política monetaria, el comportamiento del nivel de precios doméstico vía la demanda de dinero.

Una ventaja de modelar la inflación por medio de un MCE con mercados múltiples radica en la posibilidad de analizar la interacción sectorial entre éstos para explicar la dinámica de la inflación. Por ejemplo, si el salario real se encontrara por encima de su nivel de largo plazo ya se mencionó que existirán presiones al alza sobre el nivel de precios consumidor (según el mercado laboral). La interacción comienza cuando uno analiza la especificación de largo plazo para la demanda de saldos monetarios reales. Como se vio en la sección 5, dicha demanda tiene como variable independiente el nivel del salario real, por lo que es probable que un mayor salario real de corto plazo con relación a su nivel de largo plazo provoque una desviación del estado estacionario de la demanda por saldos monetarios reales en la dirección contraria (una demanda de saldos monetarios reales de corto plazo menor a la de largo plazo) y por lo tanto una presión a la baja de los precios. Es por tanto, que el efecto total sobre el nivel de precios dependerá de la velocidad de ajuste de cada mercado y de la interacción que exista entre ellos.

Un resultado importante a destacar es la importancia de los mercados internos con relación al externo sobre el nivel de precios. Es decir, el efecto de las desviaciones del estado estacionario de los mercados monetario y laboral son mayores en su conjunto que los efectos de las desviaciones del mercado de bienes. Si se observa nuevamente el cuadro 7.1 se puede verificar que el efecto en la inflación de los mercados internos es igual a 0.025844 ( $0.010321 + 0.015523$ ) mientras que el efecto del mercado externo es igual a 0.01655. El resultado anterior es similar al presentado en Pérez-López (1996) para su modelo A en diferencias de orden uno (cuadro 3.1). Pérez-López encuentra un mayor efecto de las variaciones de los salarios nominales sobre el nivel de precios que el presentado por las variaciones de los precios externos medidos en pesos.

Además de los efectos de largo plazo de los términos de corrección de errores sobre la inflación mensual se encontraron diversos efectos de corto plazo que influyen en ésta. 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 consumidor en  $t$ , se presenta un aumento de 0.42% en los mismos en el tiempo  $t+1$ . Es conveniente destacar que el resultado sobre este coeficiente es similar al encontrado en Garcés (1999). Las variables de precios administrados ( $padm$ ) y precios concertados ( $pconc$ ) presentan los signos esperados aunque magnitudes relativamente bajas a comparación de otros estudios.<sup>40</sup> Existen dos justificaciones para la inclusión de estas dos variables de precios: la primera se refiere a la importancia de éstos en el ponderador del INPC, 6.31% para los precios administrados y 9.90% para los concertados; y la segunda descansa sobre la necesidad de incorporar los efectos indirectos de los cambios en estos precios sobre el comportamiento de la inflación general de la economía.

Además del término autoregresivo 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 los Estados Unidos en pesos) y el diferencial entre las tasas de interés de corto plazo de México y Estados Unidos resultaron ser estadísticamente distintos de cero. Se observa que por cada punto porcentual en la inflación en los Estados Unidos en el tiempo

---

<sup>40</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 precios concertados 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.

t ésta provoca un incremento de 0.02% en la inflación doméstica en t+1. El diferencial entre las tasas de corto plazo domésticas y de los Estados Unidos tiene un efecto muy pequeño pero altamente significativo sobre la inflación mensual en México.<sup>41</sup> El signo encontrado para esta variable estacionaria es contraintuitivo. La teoría argumenta que una restricción monetaria y por lo tanto una mayor tasa de interés doméstica provoca una menor demanda agregada y por lo tanto menores presiones inflacionarias. Por otro lado, un incremento en la tasa de interés en los Estados Unidos provoca presiones al alza sobre el nivel de precios internos dada su influencia en el comportamiento en el tipo de cambio. Sin embargo, se puede argumentar que 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.<sup>42</sup> Es importante señalar que la significancia de las variables estacionales centradas se debe principalmente al fuerte patrón estacional que siguen algunas variables a pesar de haber sido desestacionalizadas antes de iniciar la estimación.

Observando los gráficos 7.1 y 7.2 se puede apreciar el buen comportamiento de los valores ajustados y de los residuales para la mayor parte de la muestra. Por lo que respecta a las propiedades estadísticas del modelo, en el cuadro 7.2 se muestran los resultados de las pruebas de correlación serial, normalidad, heteroscedasticidad y cambio estructural aplicadas al modelo. En relación al 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 kurtosis que presentan los residuales y no de una asimetría marcada en éstos. Este

<sup>41</sup> La elasticidad de la inflación con respecto al diferencial de tasas de interés se puede obtener de la siguiente forma: Sea  $\varepsilon_t$  la elasticidad de la inflación sobre el diferencial de tasas de interés en el tiempo t y  $\beta_t$  el coeficiente de dicho diferencial.

$$\beta_t = \frac{\partial d(\ln Pc)}{\partial (I_{91} - I^*_{91})}$$

Transformando  $\beta_t$  obtenemos:

$$\beta_t = \frac{\partial d(\ln Pc)}{\partial (I_{91} - I^*_{91})} \frac{\partial d \ln(I_{91} - I^*_{91})}{\partial (I_{91} - I^*_{91})}$$

$$\text{Si } \varepsilon_t = \frac{\partial d(\ln Pc)}{\partial \ln(I_{91} - I^*_{91})}$$

entonces

$$\beta_t = \varepsilon_t \frac{\partial d \ln(I_{91} - I^*_{91})}{\partial (I_{91} - I^*_{91})}$$

por lo tanto

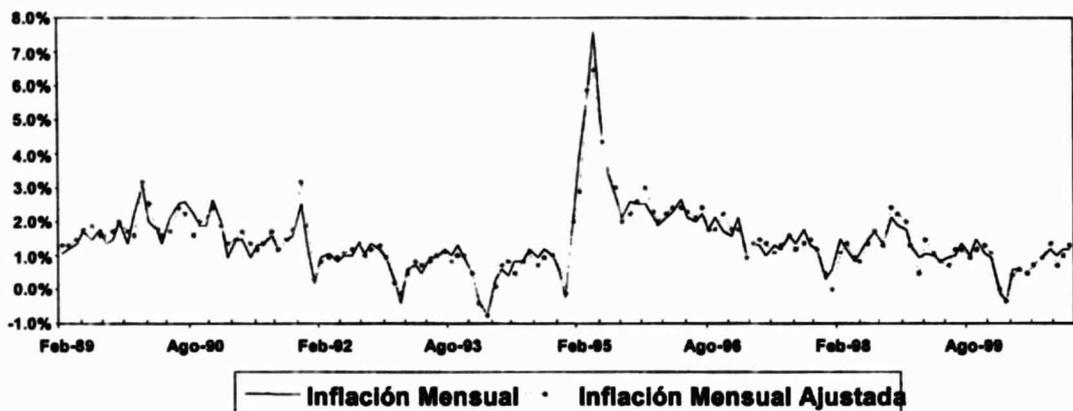
$$\frac{\beta_t}{\frac{\partial d \ln(I_{91} - I^*_{91})}{\partial (I_{91} - I^*_{91})}} = \varepsilon_t = \beta_t * (I_{91} - I^*_{91})$$

<sup>42</sup> Se debe destacar que antes de utilizar el diferencial entre las tasas interna y externa se utilizó el diferencial entre las tasas de interés domésticas a tres meses y un mes, el cual no presentó poder explicativo sobre la inflación mensual. Este resultado es congruente con lo encontrado en Galindo (1995) en donde se argumenta que la hipótesis de Fisher no se cumple para el caso de la economía mexicana. Es decir, los cambios corrientes en la tasa de interés nominal no son relevantes para predecir cambios futuros en la inflación. Galindo concluye que existen tres potenciales causas del rechazo de la hipótesis de Fisher: a) la posible presencia de una prima de riesgo no constante; b) en el corto plazo la inflación esperada y la tasa real de interés tienden a moverse en direcciones opuestas lo que hace que se cancele su efecto sobre la tasa de interés nominal; y c) las tasas de interés mexicanas se ajustan tanto a la inflación interna como a los movimientos en las tasas de Estados Unidos. A pesar del rechazo en estricto sentido de la hipótesis de Fisher, Galindo encuentra, por medio del análisis de Johansen, una relación de largo plazo entre la inflación para el periodo m y la tasa de interés para m periodos [donde m=1,3], lo cual apoya la idea de que las tasas de interés nominales y la inflación comparten una tendencia estocástica.

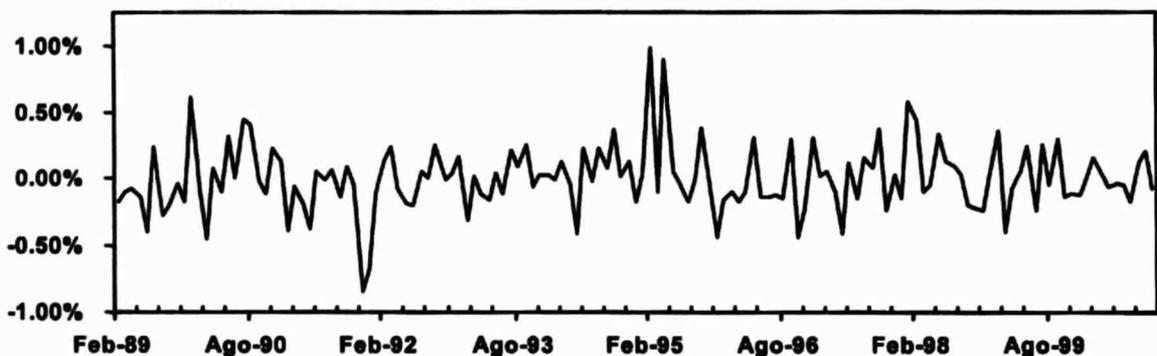
resultado no es sorprendente debido a los grandes cambios que presenta en ciertas ocasiones la serie de precios, por lo tanto, a pesar del buen ajuste que caracteriza al modelo éste no puede pronosticar totalmente las grandes fluctuaciones del índice de precios por lo que en algunas fechas el residual presenta valores extremos que causan el exceso de kurtosis.<sup>43</sup>

El modelo sugerido no presenta problemas de correlación serial ni de efectos ARCH en los residuales sin embargo exhibe problemas de heterocedasticidad. Bajo la presencia de no homocedasticidad de las innovaciones se pueden obtener parámetros insesgados por medio de una estimación bajo MCO no obstante éstos resultan ser ineficientes invalidándose así las pruebas de significancia. Para evitar los problemas de ineficiencia de los parámetros obtenidos y realizar el proceso de inferencia correcto se estimó el MCE bajo la corrección no paramétrica de la matriz de varianzas y covarianzas sugerida por White. Los resultados se muestran en el cuadro 7.3. El error estándar que se obtiene es el utilizado para realizar las pruebas de significancia estadística de los coeficientes. Los estimadores, bajo esta metodología, son casi idénticos a los presentados en el cuadro 7.1, la única diferencia son los errores estándar. Con esta nueva estimación se puede confirmar que los coeficientes obtenidos son estadísticamente distintos de cero y que las desviaciones del estado estacionario de los mercados laboral, monetario y bienes influyen en el comportamiento de largo plazo de la inflación mensual en México.

**Gráfico 7.1**  
**Valor observado y ajustado del MCE para la Inflación Mensual Mexicana**



**Gráfico 7.2**  
**Residuales del MCE para la Inflación Mensual en México**



<sup>43</sup> Es importante señalar que los errores de mayor magnitud no excedieron el valor de 1% de inflación mensual.

**Cuadro 7.2**  
**Pruebas de Especificación**

Supuesto	Estadísticos	Probabilidad
<b>Normalidad</b>	Jarque-Bera= 40.96	0.00
Jarque-Bera	Kurtosis= 5.45	
	Simetría:= 0.48	
<b>Correlación Serial</b>		
Breusch-Godfrey	F= 0.82	0.63
(12) LM.	Obs*R-sq= 10.84	0.54
<b>Efectos ARCH</b>		
ARCH (12)	F= 1.03	0.43
	Obs*R-sq= 12.41	0.41
<b>Heterocedasticidad</b>		
White	F= 6.52	0.00
	Obs*R-sq= 69.00	0.00

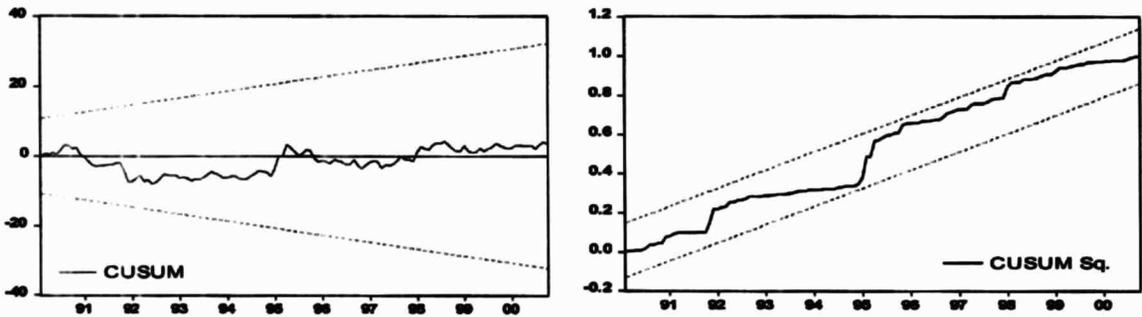
**Cuadro 7.3**  
**MCE para la inflación mensual consistente con una matriz de varianzas y covarianzas heterocedática**

Variable	$\Delta^1 pc_t$	Error Estándar
<b>C</b>	0.114*	0.039
<b>Tceppp</b>	0.017**	0.006
<b>Tcem1</b>	0.010**	0.005
<b>Tcew</b>	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
$\Delta^1 (tc pc^*)_{t-1}$	0.023*	0.009
$(I_{91}-I^*_{91})_t$	0.0002*	3.62E-05
<b>Dc1</b>	-0.005*	0.001
<b>Dc12</b>	-0.003*	0.001
<b>R2 ajustada</b>	0.931	T=141
<b>R.S.S.</b>	0.001	
<b>E.E.R.</b>	0.003	
<b>Muestra</b>	1989.02	2000.10

R.S.S.= Suma de residuales al cuadrado  
E.E.R. = Error estándar de la regresión

El análisis de estabilidad del modelo se realiza básicamente con pruebas canónicas sobre los residuales recursivos. En el gráfico 7.3 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 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 (gráfico 7.4) Es parcialmente claro cierto cambio en el comportamiento de los parámetros a inicios de 1995 sin embargo los coeficientes de ajuste para los mercados monetario y bienes no presentan serios movimientos. 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.

**Gráfico 7.3**  
**Pruebas de estabilidad mediante residuales recursivos**



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 7.4. Se puede observar que el modelo no rechaza la hipótesis nula de estabilidad, es más, el resultado es sumamente alentador en relación a la capacidad de pronóstico del mismo.<sup>44</sup> En base a 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 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 en el largo plazo además de las desviaciones del estado estacionario del mercado laboral y de bienes, las divergencias del mercado monetario con respecto a su nivel de largo plazo es un determinante importante del nivel de precios en México. Mas aún, se encontró evidencia que apunta hacia una mayor importancia de los factores internos en relación a los externos sobre la inflación mensual en México. Por otro lado, se encontraron diversos efectos de corto plazo sobre el proceso inflacionario entre los que destacan la inflación de los precios externos y la inflación de los precios administrados y concertados por el gobierno federal mexicano.

**Gráfico 7.4**  
**Coefficientes recursivos para los términos de corrección de errores**

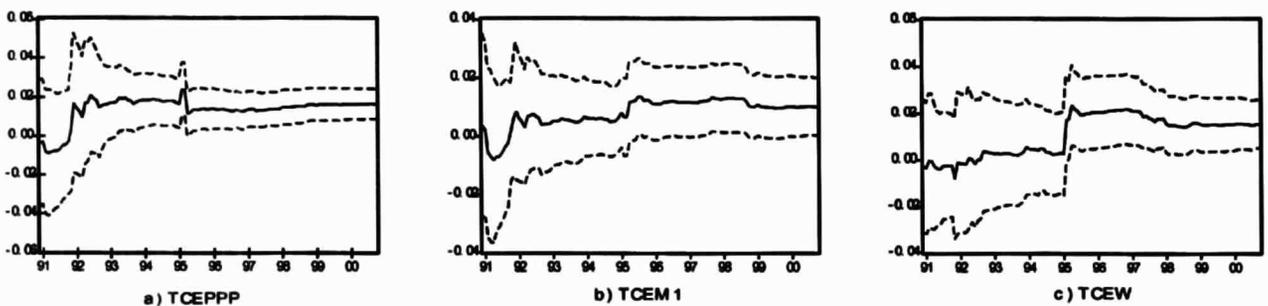


Gráfico 7.4. Coeficientes recursivos para los términos de corrección de errores. Panel a) coeficiente de ajuste para el mercado de bienes; b) coeficiente de ajuste para el mercado monetario y; c) coeficiente de ajuste para el mercado laboral.

<sup>44</sup> Al aplicar la pruebas de pronóstico de Chow para las fechas mostradas en el cuadro 7.4, se pudo constatar la significancia estadística de los coeficientes de ajuste para los tres mercados.

**Cuadro 7.4**  
**Pruebas de Pronóstico de Chow**

Fecha	Valor estadístico	Probabilidad
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

## 8. Modelo de Inflación mensual (Johansen).<sup>45</sup>

En esta sección se presentan los resultados del modelo de inflación mensual utilizando los términos de corrección de errores obtenidos por medio de las relaciones de largo plazo por el método de Johansen. Como se mostrará, los resultados son robustos al tipo de metodología de cointegración por lo que nos remitiremos únicamente a resaltar las propiedades estadísticas del modelo y las pequeñas divergencias entre éste y el presentado en el apartado 7. Antes de iniciar el análisis de los resultados debemos de subrayar tres puntos: i) se realiza el mismo procedimiento de derivación del modelo de la sección anterior y; ii) la muestra del modelo planteado en esta sección presenta dos observaciones menos en relación al de la sección 7 debido al periodo de estimación utilizado para obtener el vector de cointegración para el mercado de bienes en la subsección 6.2<sup>46</sup> y; iii) se presentan los resultados utilizando términos de corrección de errores (6.10) y (6.12) para el mercado laboral.

Nuevamente se supone que la esperanza de la inflación mensual esta condicionada por dos conjuntos de información,  $\Omega_1^*$  y  $\Omega_2$ ,  $E[\Delta^1 pc | \Omega_1^*, \Omega_2]$ . Estos últimos están conformados de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \Omega_1^* &= [TCEPPPJ, TCEM1J, TCEWJ_m]; & m &= 1,2 \\ \Omega_2 &= [\Delta^1 pc_{t-j}, \Delta^1 padm_{t-j}, \Delta^1 pconc_{t-j}, \Delta^1 (w-pp)_{t-j}, \Delta^1 (tc pc^*)_{t-j}, \Delta^1 y_{t-j}, (I_{\theta 1} - I^*_{\theta 1})_{t-j}, D_j]; & j &= 0,1,\dots,12 \end{aligned}$$

donde TCEPPPJ, TCEMJ y TCRWJ<sub>m</sub> son los términos de corrección de errores obtenidos en la sección 6 por el método de Johansen para los mercados de bienes, monetario y laboral respectivamente;  $\Delta^1 X_t = X_t - X_{t-1}$ ; y; D<sub>t</sub> es un vector de variables estacionales centradas.

Los resultados obtenidos para los modelos E&G, JOH1 y JOH2 se muestran en el cuadro 8.1.<sup>47</sup> Comparando los resultados obtenidos se observa que los coeficientes de ajuste resultaron significativos y con los signos correctos para los tres mercados bajo las tres especificaciones. Del cuadro 8.1 existen cuatro consideraciones a destacar: i) el coeficiente de ajuste para el mercado de bienes resultó ser el de mayor magnitud en los tres modelos, no obstante presenta un mayor tamaño en los modelos JOH1 y JOH2 en relación al 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 de bienes como se presenta en el modelo E&G; iii) la velocidad de ajuste para los

<sup>45</sup> De ahora en adelante el modelo basado en términos de corrección de errores obtenidos bajo la metodología de Engle y Granger se le denomina E&G. Asimismo, los modelos donde se utilizan los términos de corrección de errores resultantes del esquema de Johansen se le denomina JOH1 y JOH2. Donde JOH1 utiliza el término de corrección de errores (6.10) y JOH2 utiliza el término de corrección de errores obtenido de (6.12).

<sup>46</sup> Recordar que el VAR con mejores propiedades estadísticas para el análisis de cointegración del mercado de bienes resultó ser el estimado de 1989.03 al 2000.10.

<sup>47</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.

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.

**Cuadro 8.1**  
**MCE E&G, JOH1 y JOH2 para la inflación mensual en México**

Variable	E&G <sup>a</sup>		JOH1		JOH2	
	$\Delta^1 pc_t$	Error Estándar	$\Delta^1 pc_t$	Error Estándar	$\Delta^1 pc_t$	Error Estándar
<b>C</b>	0.114 *	0.039	-0.016	0.033	-0.041	0.033
Tcepppj	0.017 **	0.006	0.020 *	0.008	0.019 *	0.008
Tcem1j	0.010 **	0.005	0.008***	0.004	0.006***	0.004
Tcewj	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
$\Delta^1 (tc pc^*)_{t-1}$	0.023 *	0.009	0.023 *	0.008	0.023 *	0.009
$(\ln_1 - \ln^* s_1)_t$	0.0002 *	0.000	0.0002 *	0.000	0.0002 *	0.000
Dc1	-0.005 *	0.001	-0.005 *	0.001	-0.005 *	0.001
Dc12	-0.003 *	0.001	-0.003 *	0.001	-0.003 *	0.001
<b>R<sup>2</sup> ajustada</b>	0.931	T=141	0.924	T=139	0.930	T=139
<b>R.S.S.</b>	0.001		0.001		0.001	
<b>E.E.R.</b>	0.003		0.003		0.003	
<b>Muestra</b>	1989.02	2000.10	1989.04	2000.10	1989.04	2000.10

<sup>a</sup> Resultados obtenidos del cuadro 7.3.

R.S.S.= Suma de residuales al cuadrado

E.E.R. = Error estándar de la regresión

En base a los modelos estimados con los vectores de cointegración de Johansen se concluye, contrariamente a lo mencionado en la sección 7, que los efectos externos sobre la inflación (representados por los impactos de las desviaciones del estado estacionario del mercado de bienes) son mayores a los efectos internos (caracterizados por las desviaciones de sus relaciones de largo plazo de los mercados laboral y monetario). Esta última observación es consistente con los resultados obtenidos en Garcés (1999). En relación a las variables que capturan los efectos de corto plazo sobre la inflación se puede decir que éstas presentan parámetros muy similares en los tres modelos. Nuevamente, la inflación externa rezagada un periodo afecta en el corto plazo a su contraparte mexicana. Por otro lado, la inflación de los precios administrados y la de los concertados en México afectan de manera contemporánea el crecimiento mensual de INPC. Bajo las tres especificaciones se obtiene un signo contrario a lo esperado para el diferencial de tasas de interés de corto plazo de México y de Estados Unidos.

El ajuste de los modelos JOH1 y JOH2 puede observarse en el gráfico 8.1. Nuevamente, los MCE logran replicar la historia con un alto grado de efectividad, no obstante presentan residuales de gran tamaño en las mismas fechas que el modelo E&G. En el gráfico 8.2 se comparan los valores ajustados por ambos modelos (JOH1 y JOH2) para la inflación mensual con los valores obtenidos por medio del modelo de la sección 7 (E&G). Como se puede observar, los valores obtenidos por el modelo JOH1 y JOH2 son una replica casi exacta de los obtenidos mediante el MCE E&G. De la misma forma, observando las trayectorias de los residuales para los tres modelos (gráfico 8.3) y las estadísticas de éstos (cuadro 8.2) 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 cuadrado medio (cuadro 8.2).

**Gráfico 8.1**  
**Valor observado y ajustado de los MCE JOH1 y JOH2 para la Inflación Mensual Mexicana**

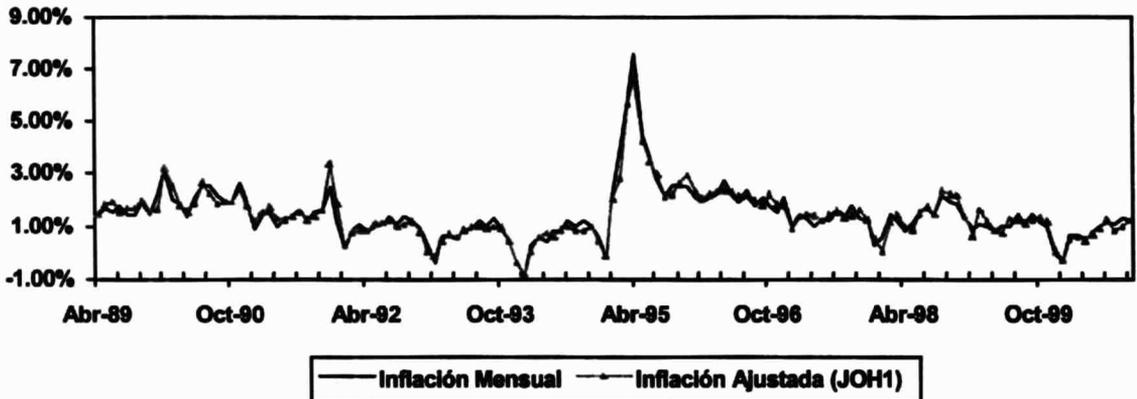
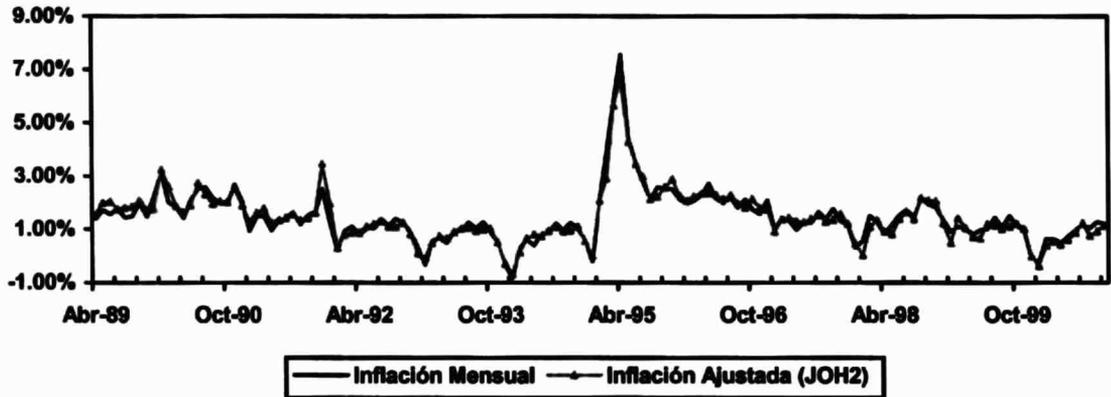


Gráfico 8.1. Panel de arriba: Inflación observada y ajustada del Modelo JOH1; Panel de abajo: Inflación observada y ajustada Modelo JOH2

**Gráfico 8.2**  
**Inflación Mensual ajustada para los modelos JOH y E&G**

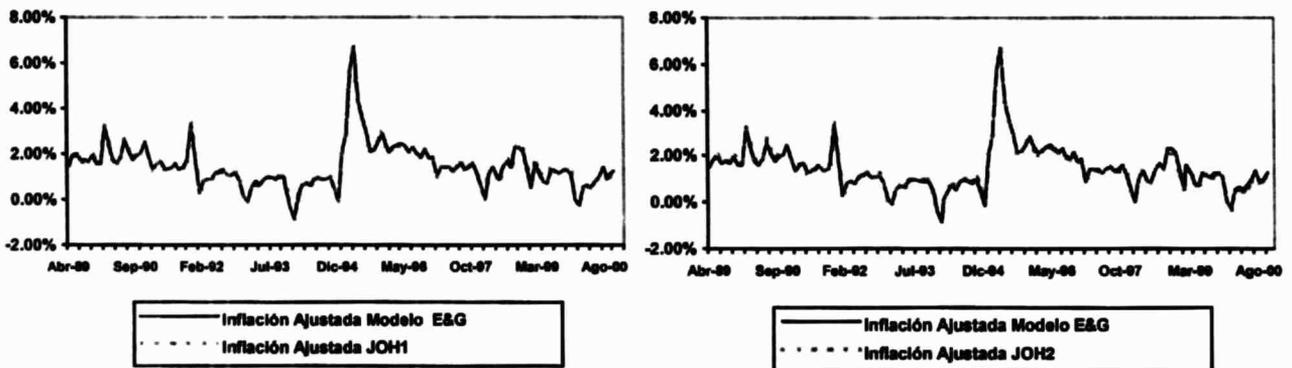


Gráfico 8.2. Panel izquierdo: inflación ajustada modelos E&G y JOH1; Panel derecho: inflación ajustada modelos E&G y JOH2

**Gráfico 8.3**  
**Residuales del MCE para la Inflación Mensual en México**

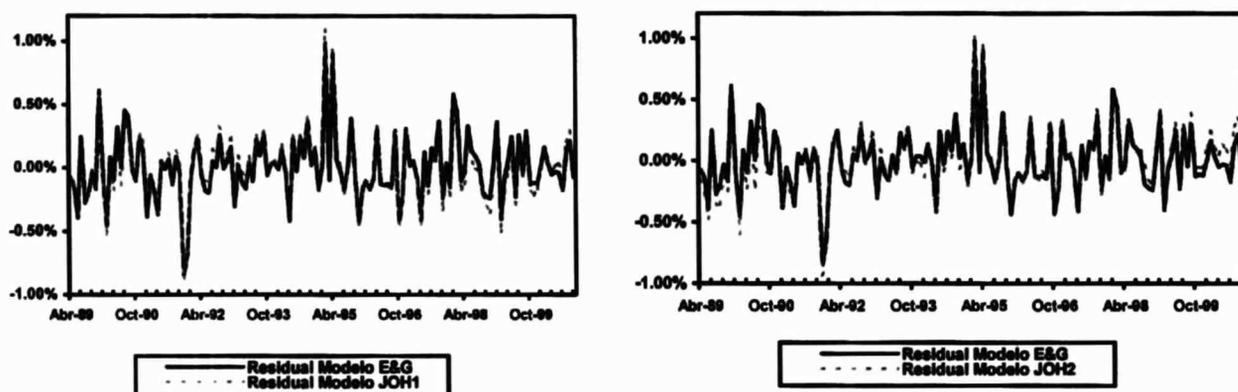


Gráfico 8.3. Panel izquierdo: Residuales modelos E&G y JOH1; Panel derecho: Residuales modelos E&G y JOH2

**Cuadro 8.2**  
**Estadísticas Descriptivas de los Residuales**

	Residuales		
	E&G	JOH1	JOH2
Media	3.02E-17	-1.07E-17	4.31E-18
Mediana	-0.000272	-6.90E-05	-0.000218
Valor Máximo	0.009844	0.010921	0.010126
Valor Mínimo	-0.008536	-0.008769	-0.009379
Dev. Estándar	0.002548	0.002601	0.002590
Simetría	0.483083	0.432526	0.322323
Kurtosis	5.457453	5.954399	5.880679
Jarque-Bera	40.96374	54.88639	50.46789
Probabilidad	0.000000	0.000000	0.000000
No. Observaciones (T)	141	139	139
<b>Error Cuadrado Medio</b>	<b>6.45E-06</b>	<b>6.72E-06</b>	<b>6.66E-06</b>

Los resultados de las pruebas de normalidad, correlación serial, heterocedasticidad y cambio estructural se muestran en el cuadro 8.3.<sup>48</sup> Nuevamente la prueba Jarque-Bera rechaza la hipótesis nula de normalidad lo cual se debe a un problema de exceso de kurtosis provocado principalmente por algunas observaciones que el modelo no puede predecir con gran efectividad. La prueba de correlación serial Breusch-Godfrey y la prueba de efectos ARCH, ambas a doce rezagos, rechazan la existencia de autocorrelación y efectos ARCH en las innovaciones. En base a la prueba White se concluye que los residuales de los modelos JOH1 y JOH2 presentan problemas de no homocedasticidad, lo que invalida de nueva cuenta las pruebas de significancia. Para resolver el problema de heterocedasticidad y a su vez poder realizar correctamente las pruebas de significancia se recurre al proceso sugerido por White con el cual se estima el MCE consistente con una matriz de varianzas y covarianzas heterocedástica.<sup>49</sup>

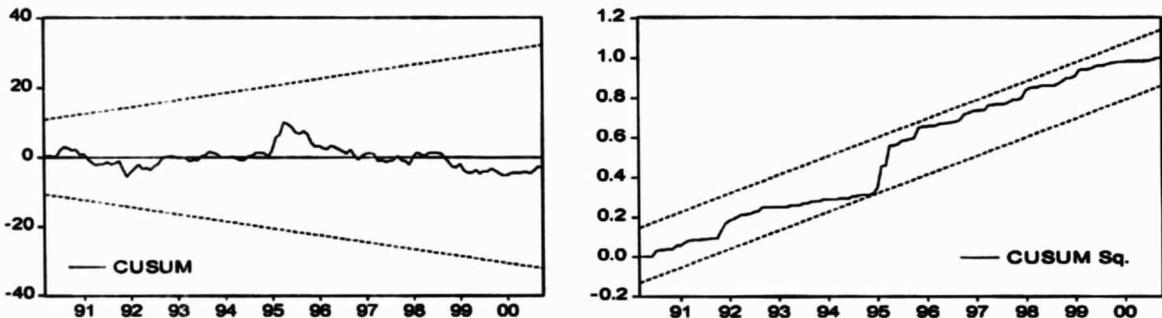
<sup>48</sup> Se muestran solamente los resultados de las pruebas para el MCE JOH1 debido a la semejanza entre éstos y los obtenidos para el modelo JOH2.

<sup>49</sup> Los resultados presentados en el cuadro 8.1 ya son los obtenidos mediante la corrección sugerida por White.

**Cuadro 8.3**  
**Pruebas de Especificación**

Supuesto	Estadísticos	Probabilidad
<b>Normalidad</b>	Jarque-Bera= 54.88	0.00
Jarque-Bera	Kurtosis= 5.95	
	Simetría:= 0.43	
<b>Correlación Serial</b>		
Breusch-Godfrey (12) LM.	F= 0.96	0.49
	Obs*R-sq= 12.51	0.41
<b>Efectos ARCH</b>		
ARCH (12)	F= 1.04	0.42
	Obs*R-sq= 12.56	0.40
<b>Heterocedasticidad</b>		
White	F= 7.99	0.00
	Obs*R-sq= 75.76	0.00

**Gráfico 8.4**  
**Pruebas de estabilidad mediante residuales recursivos**



Las pruebas de estabilidad del modelo basadas en la suma acumulada de los residuales (CUSUM) y en la suma acumulada de los residuales al cuadrado (CUSUM Sq) no rechazan la hipótesis de estabilidad (gráfico 8.4). Sin embargo, analizando el comportamiento de los coeficientes recursivos para los mercados de bienes y monetario (gráfico 8.5) se observa, en 1995, un cambio marginal en el nivel de éstos. De la misma forma que en el MCE E&G, el coeficiente de ajuste del mercado laboral observa un cambio importante en el primer trimestre de 1995. La prueba de pronóstico de Chow para diferentes fechas no rechaza la hipótesis de estabilidad en la mayor parte de éstas (cuadro 8.5), mas aún, el resultado de esta prueba nos indica que el modelo sugerido puede pronosticar de manera adecuada sobre un horizonte amplio aún bajo la posible existencia de un cambio estructural en el año de 1995. Por lo tanto, dada la evidencia contundente a favor de la hipótesis de estabilidad proveniente de las pruebas CUSUM y CUSUM Sq. y de los valores de la prueba de Chow, se puede concluir que el modelo es lo suficientemente estable para ser utilizado como herramienta de pronóstico de la inflación mensual mexicana.

Por último, se puede argumentar que los modelos estimados en esta sección corroboran las principales conclusiones obtenidas del modelo E&G. Sin embargo, queda la duda sobre la importancia de los efectos internos en relación a los externos sobre la inflación. Por un lado, los modelos estimados con las relaciones de largo plazo bajo el método de Johansen (JOH1 y JOH2) nos indican cierta supremacía de los efectos externos sobre los internos. Por otro lado, el modelo E&G, el más eficiente según el error cuadrado medio, nos lleva a concluir que los factores internos predominan sobre los externos en el largo plazo. A pesar de esta diferencia en una de las conclusiones de los modelos estimados, los resultados obtenidos son en general robustos al tipo de análisis de cointegración. Un resultado a subrayar es la importancia del mercado monetario en

la determinación del comportamiento de largo plazo de los precios consumidor. No importando cual modelo se utilice, el dinero si importa en la determinación de los precios.

**Gráfico 8.5**  
**Coefficientes recursivos para los términos de corrección de errores**

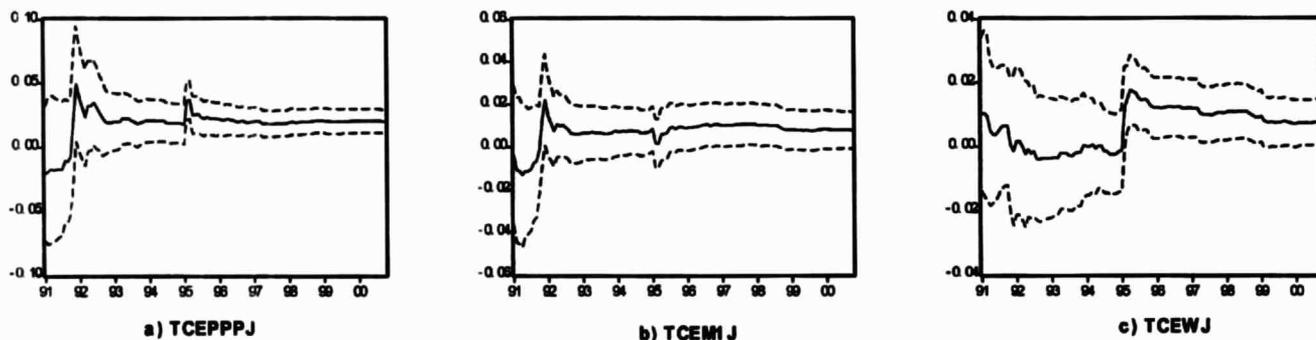


Gráfico 8.5 Coeficientes recursivos para los términos de corrección de errores. Panel a) coeficiente de ajuste para el mercado de bienes; b) coeficiente de ajuste para el mercado monetario y; c) coeficiente de ajuste para el mercado laboral.

**Cuadro 8.5**  
**Pruebas de Pronóstico de Chow**

Fecha	Valor estadístico	Probabilidad
1994.12	F= 1.77	0.02
1995.12	F=0.59	0.96
1996.12	F=0.66	0.94
1997.12	F=0.70	0.89
1998.12	F=0.50	0.97
1999.12	F=0.23	0.99

## 9. Conclusiones

La idea básica de este documento es el investigar el mecanismo de transmisión de la inflación salarial, el desequilibrio del mercado monetario y la inflación externa hacia los precios domésticos. Se presentan relaciones de largo plazo para los mercados laboral, monetario y de bienes con la finalidad de analizar cómo las desviaciones del estado estacionario de cada mercado afectan la dinámica inflacionaria en México. Se encuentra que una buena aproximación del proceso generador de datos puede ser representada por medio de un MCE basado en las desviaciones del estado estacionario para los mercados mencionados. Bajo el método de cointegración de Johansen y de Engle y Granger se estimaron relaciones de largo plazo para el salario real, el tipo de cambio nominal y la demanda de dinero.

Para el mercado laboral, se encuentra una relación de largo plazo entre el salario real, la productividad media de la manufactura, los precios consumidor y los precios productor. En lo que se refiere al mercado de bienes se encontró que las tendencias estocásticas del tipo de cambio nominal, los precios consumidor de México y de los Estados Unidos y un diferencial de las tasas de corto plazo de ambos países no derivan mucho entre sí, por lo que guardan una relación de largo

plazo. La validez empírica de la versión absoluta de la PPP fue rechazada contundentemente por los datos. El análisis de cointegración del mercado monetario nos hace concluir que existe una combinación lineal entre la demanda por saldos monetarios reales (medidos por el agregado monetario  $m1$ ), el ingreso, una variable dicotómica y el salario real que es estacionaria.

La dinámica de reversión a la media de los tres mercados, bajo un modelo de corrección de errores para la inflación, se caracteriza por presiones al alza (a la baja) en el nivel de precios consumidor si 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 largo plazo de la inflación esta determinada por las desviaciones del estado estacionario del salario real, de la demanda de dinero y del tipo de cambio nominal. Asimismo, se detectó que la dinámica inflacionaria de corto plazo esta determinada por la inflación externa, un componente inercial de la inflación doméstica, el crecimiento de los precios administrados y concertados por el gobierno mexicano y el diferencial entre las tasas de interés de corto plazo de México y de los Estados Unidos.

La evidencia no es contundente en lo que se refiere a la importancia de los efectos internos en relación a los externos sobre la inflación. Por un lado, los modelos estimados con las relaciones de largo plazo bajo el método de Johansen nos indican cierta supremacía de los efectos externos sobre los internos. Por otro lado, el modelo E&G nos lleva a concluir que los factores internos predominan sobre los externos en el largo plazo. Guiándonos por el modelo relativamente más eficiente (modelo E&G) según el error cuadrado medio, podemos argumentar que los efectos internos predominan sobre los externos. Por ultimo, tal vez el resultado más importante del presente documento se refiere a la significancia del mercado monetario en el comportamiento de largo plazo de los precios, por lo tanto, el dinero sí importa.

## **Bibliografía**

Banco de México, "Informe Anual", 1991.

Barkoulas, J.T., Baum, C.F., Caglayan, M., "Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity in the post-Bretton Woods Era". Por publicar en 2001, *Journal of International Money and Finance*.

Engle, R.F. y Granger, C.W.J. (1987), "Co-integration and Error Corrections: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica* 55: 251-276.

Ericsson, N.R. (1992), "Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: A Synopsis". *Journal of Policy Modeling* 14 (4): 395-400.

Galindo, L.M. (1995), "La hipótesis de Fisher en la economía mexicana:1985-1990", *Monetaria, CEMLA*, vol.18, núm.2, 195-208.

Galindo, L.M. (1997), "El modelo P\* como indicador de la política monetaria en una economía con alta inflación", *Trimestre Económico, FCE*, vol. 64, núm. 254, 221-240.

Garcés, D. G. (1999), "Determinación del Nivel de Precios y la Dinámica Inflacionaria en México". Documentos de Investigación, Banco de México, Diciembre 1999.

Hansen, H. y Juselius, K. (1995), "CATS in RATS: A manual to Cointegration Analysis. Copenhagen: University of Copenhagen", Institute of Economics.

Hendry, Scott (1995), "Long-Run Demand for M1". Working paper 95-11, Bank of Canada.

Hunter J. (1992), "Tests of Cointegrating Exogeneity for PPP and Uncovered Interest Rate Parity in the United Kingdom". *Journal of Policy Modeling* 14 (4): 453-463.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 234-254.

Johansen, S. y Juselius, K (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52: 169-210.

Johnston, J. y DiNardo J. (1997), "Econometric Methods": New York, McGraw-Hill.

Juselius, K. (1992), "Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark". *Journal of Policy Modeling* 14 (4): 401-428.

McCallum, B. (1989), "Monetary Economics. Theory and Policy". Macmillan, New York.

Nymoén, R. (1992), "Finish Manufacturing Wages 1960-1987: Real-Wage Flexibility and Hysteresis". *Journal of Policy Modeling* 14 (4): 429-451

Obstfeld y Taylor (1997), "Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited". NBER Working Paper No. 6053, Junio 1997.

Osterwald-Lenum, M. (1992), "A note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics". *Oxford Bulletin Economics and Statistics*: 461-471.

**Pérez-López, A. (1996), "Un Estudio Econométrico Sobre la Inflación en México". Documentos de Investigación, Banco de México, Julio, 1996.**

**Phillips, P.C.B. (1987), "Time Series Regression With a Unit Root". *Econometrica* 55:277-301.**

**Phillips, P.C.B. & Ouliaris, S. (1990) "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration". *Econometrica* 58: 165-193.**

**Ramos-Francia, M. (1993), "The Demand for Money in a Unstable Economy: A Cointegration Approach for the Case of Mexico". Centro de Investigación Económica, ITAM, Discussion Paper Series 9306, México.**

**Ros, J. (1984), "El proceso inflacionario en México 1970-1982". A. Ize y G. Vera (comps.), La inflación en México, El Colegio de México: 131-146.**

**Ruprah, I. (1984), "Es la inflación, siempre y en todos lados un fenómeno monetario?". A. Ize y G. Vera (comps.), En La inflación en México, El Colegio de México: 41-56**

**Stock, J. (1987), "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors". *Econometrica* 55: 1035-1056.**

**Stock J. & Watson W. (1988), " Testing Common Trends". *Journal of the American Statistical Association* 83: 1097-1107.**

**Yacamán, J.M. (1984), "Análisis de la inflación en México". A. Ize t G. Vera (comps.), La inflación en México, El Colegio de México: 147-158.**

## Apéndice A

El presente documento basa de manera importante sus resultados en las pruebas de cointegración que se realizan en las secciones 5 y 6. A diferencia del enfoque de Johansen seguido en la sección 6, en el apartado 5 se prueba la existencia de cointegración por medio de las pruebas de raíces unitarias sobre los residuales de las regresiones de largo plazo. De tal forma, fue indispensable recurrir a diversas pruebas para verificar que tan robustos son los resultados obtenidos por las pruebas tradicionales de raíces unitarias (Dickey Fuller Aumentada y Phillis Perron). En Engle y Granger (1987) se recomienda el uso de la prueba Dickey Fuller Aumentada (ADF) para probar cointegración utilizando los residuales de la regresión de largo plazo. Sin embargo en este documento se optó también por la utilización de las pruebas no paramétricas basadas en los residuales sugeridas por Phillips (1987).

En Phillips y Ouliaris (1990) se analizan las propiedades asintóticas tanto del estadístico  $t$  de la prueba ADF, como 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 en base a las siguientes hipótesis:

$H_0$ : Los residuales presentan una raíz unitaria (A1)

$H_a$ : Los residuales presentan una raíz menor a la unidad (A2)

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 a las pruebas ADF,  $Z_\alpha$  y  $Z_t$  los principales resultados que se encuentran en Phillips y Ouliaris (1990) son los siguientes: i) se demuestra que los estadísticos  $Z_\alpha$ ,  $Z_t$  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  $Z_t$  parte de la regresión de cointegración (A3)<sup>50</sup>:

$$y_t = \beta'X_t + u_t \quad (A3)$$

donde  $y_t$  es la variable sobre la cual se llevó a cabo la normalización,  $X_t$  es 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 (A3) sobre el cual se realizan la pruebas de raíces unitarias.

### Prueba $Z_\alpha$

El estadístico  $Z_\alpha$  se aplica de la siguiente manera: i) se lleva a cabo la regresión (A3); ii) se utilizan los residuales de (A3) [ $u_t$ ] para realizar la regresión auxiliar (A4) y; iii) se calcula el valor del estadístico  $Z_\alpha$  por medio de la fórmula (A5)<sup>51</sup>:

$$u_t = \alpha u_{t-1} + k_t \quad (A4)$$

donde  $\alpha$  es el coeficiente del proceso autoregresivo (A4) de primer orden y  $k$  son los residuales de la regresión auxiliar (A4).

<sup>50</sup> También se pueden realizar regresiones con constante, y con constante y tendencia lineal.

<sup>51</sup> Para un análisis más detallado sobre el tema ver Phillips y Ouliaris (1991).

$$Z\alpha = T(\alpha - 1) - \frac{1}{2}(s_{\pi}^2 - s_k^2) \left( T^{-2} \sum_2^T u_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (\text{A5})$$

y donde

$$s_k^2 = T^{-1} \sum_1^T k_t^2 \quad (\text{A6})$$

$$s_{\pi}^2 = T^{-1} \sum_1^T k_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum_{t=s+1}^T k_t k_{t-s} \quad (\text{A7})$$

para alguna ventana de tiempo con rezago tal que  $w_{sl} = 1 - \frac{s}{l+1}$  y 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 (A3); ii) se utilizan los residuales de (A3) [ $u_t$ ] para realizar la regresión auxiliar (A4); iii) se calcula el estadístico por medio de la fórmula (A8)

$$Z_t = \left( \sum_2^T u_{t-1}^2 \right)^{1/2} \frac{(\alpha - 1)}{s_{\pi}} - \frac{1}{2}(s_{\pi}^2 - s_k^2) \left[ s_{\pi} \left( T^{-2} \sum_2^T u_{t-1}^2 \right)^{1/2} \right]^{-1} \quad (\text{A8})$$

donde  $s_k^2$  y  $s_{\pi}^2$  son calculadas de la misma forma que en (A6) y (A7) 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 al valor de 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 (A1). En el presente documento, al presentar los datos periodicidad mensual, se realizaron las pruebas con ventanas de tiempo desde un periodo hasta doce periodos ( $l=1, \dots, 12$ ).