



CEE

Centro de Estudios Económicos

www.colmex.mx

El Colegio de México, A.C.

Serie documentos de trabajo

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

Gerardo Esquivel y Raúl Razo García

DOCUMENTO DE TRABAJO

Núm. V – 2002

Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: un análisis multicausal de corrección de errores*

Gerardo Esquivel
El Colegio de México

y

Raúl Razo García
Banco de México

Noviembre 2001

Resumen: En este trabajo se estiman los determinantes de la inflación en México durante el periodo 1989-2000. El enfoque es ecléctico y se considera que existen varias fuentes posibles de la inflación. En particular, se considera que la inflación puede modelarse a partir de las desviaciones en las relaciones de largo plazo en los mercados monetario, laboral y cambiario en México. Mediante el uso de técnicas de cointegración se analiza el comportamiento de la inflación a través de un modelo de corrección de errores en donde el exceso de dinero, la presión salarial en el mercado de trabajo y las desviaciones de la paridad del poder de compra son fuentes posibles de inflación. Además de estas variables, también se considera que la inflación en México puede tener un componente inercial y un componente de política determinado por los cambios en los precios de bienes administrados y/o concertados. Los resultados de este trabajo demuestran que todos los factores mencionados contribuyen en mayor o menor medida a determinar la dinámica inflacionaria en México.

Palabras clave: Inflación, cointegración, modelo de corrección de errores

* Este trabajo representa exclusivamente el punto de vista de los autores y no de las instituciones en las que laboran. Cualquier error u omisión es responsabilidad única de los autores.

1. Introducción

En este trabajo se investigan los determinantes de la inflación en México entre 1989 y 2000. Identificar éstos factores es relevante porque la inflación es una variable macroeconómica clave que tiene efectos importantes en el bienestar económico de la población. De hecho, no es casualidad que la búsqueda de la estabilidad de precios sea un objetivo común de la política seguida por la mayor parte de los bancos centrales. En ese sentido, entender cuáles son los factores que determinan la dinámica inflacionaria puede tener importantes implicaciones de política económica. El periodo de estudio, 1989-2000, es relevante porque durante estos años México atravesó por dos periodos desinflacionarios importantes (1989-94 y 1996-2000), así como por un periodo de inflación acelerada (1995). De hecho, durante el periodo de estudio la tasa de inflación en México (medida a través del cambio porcentual en el índice nacional de precios al consumidor) presentó variaciones importantes, ya que su tasa anualizada fluctuó entre un mínimo de 7% y un máximo de 51% (véase gráfica 1).

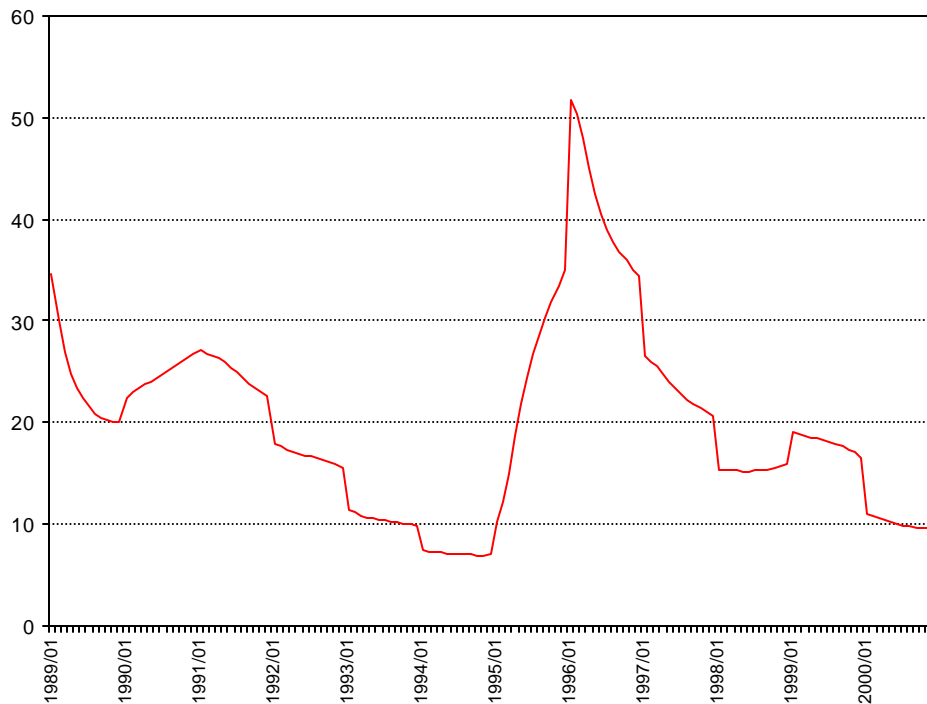
El enfoque utilizado para analizar los determinantes de la inflación en México es ecléctico. Es decir, a diferencia de la mayor parte de los trabajos previos sobre el tema, nosotros no supondremos que existe una única fuente posible de la inflación, sino que permitiremos la existencia de varios factores que dan lugar a presiones inflacionarias. En ese sentido, supondremos que el proceso generador de inflación en México se puede aproximar por medio de un modelo de corrección de errores que busca relacionar la inflación salarial, monetaria, externa e inercial con el comportamiento de los precios domésticos.

La derivación del modelo se lleva a cabo por medio de un proceso bietápico donde primeramente se estiman relaciones de largo plazo bajo un esquema de cointegración. En la segunda etapa, haciendo uso del teorema de representación de Granger, se construye un modelo de corrección de errores que incorpora las desviaciones del estado estacionario de los mercados laboral, monetario y de bienes como determinantes de largo plazo de la inflación. Se concluye que las desviaciones de éstos mercados, junto con la inflación

inercial y con los aumentos de precios concertados y/o administrados por el gobierno, son los principales determinantes del proceso inflacionario en México en este periodo.

El documento se encuentra estructurado de la siguiente manera. En la segunda sección se describe la estrategia para modelar el proceso inflacionario en México. La sección 3 describe los datos utilizados y sus características básicas. La siguiente sección muestra los resultados de las relaciones estimadas de largo plazo. En la quinta sección se describe el modelo de corrección de errores de la inflación en México y se presentan los resultados de las estimaciones. Finalmente, la sección 6 contiene un resumen y las conclusiones del trabajo.

Gráfico 1
Tasa de inflación mensual anualizada en México, 1989-2000



2. Un modelo multicausal de la inflación en México

En esta sección describiremos la estrategia que seguiremos para modelar la inflación en México. La idea básica es que la inflación tiene múltiples causas y que no hay un enfoque o teoría única que sea capaz de explicar satisfactoriamente el proceso inflacionario. En ese sentido, este trabajo se aparta de los modelos que tratan de explicar a la inflación a partir de una sola teoría o que pretenden evaluar la validez de una teoría con base en una estimación monoexplicativa.¹ Por otra parte, el enfoque utilizado toma en consideración las propiedades de series de tiempo de las variables utilizadas, por lo que evita incurrir en los problemas de regresión espuria que han afectado a varios de los trabajos que se han realizado sobre este tema.

La estrategia de modelación que seguiremos en este trabajo no es nueva. La idea original fue propuesta por Juselius (1992), quien realizó una aplicación para el caso de Dinamarca. En el análisis de los determinantes del nivel de precios para Dinamarca, Juselius (1992) encontró evidencia empírica que mostraba que los movimientos de corto plazo de la inflación danesa eran determinados 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. Desde entonces, otros autores han aplicado con bastante éxito este enfoque para modelar el comportamiento de la inflación en diferentes economías. Tal es el caso de Metin (1995), quién estudió el caso de Turquía, Durevall (1998) el caso de Brasil, De Brouwer y Ericsson (1998) para Australia y, más recientemente, Hendry (2001) para el Reino Unido.

La base del modelo empírico consiste en suponer que la dinámica inflacionaria es afectada por los desequilibrios transitorios que se presentan en varios mercados que están caracterizados por relaciones de largo plazo. En particular, supondremos que la inflación se ve afectada por los desequilibrios en el mercado monetario (“excess money”), en el mercado laboral (“inflación salarial”) y en la teoría de la paridad del poder de compra

¹ Este fue el caso de, por ejemplo, Ruprah (1984). Más recientemente, Galindo y Guerrero (1998) propusieron un enfoque simple basado en la ecuación cuantitativa que puede utilizarse para predecir el comportamiento del nivel de precios y, por ende, de la tasa de inflación.

(“inflación importada”).² La hipótesis del trabajo es que éstos factores, junto con la inflación inercial y la política de precios administrados y/o concertados, determinan la dinámica inflacionaria en México.

Para poder identificar los desequilibrios de los tres mercados mencionados, primero es necesario establecer las relaciones de equilibrio o de largo plazo en esos mercados. Para lograr ese objetivo, haremos uso del análisis de cointegración, el cual nos permite identificar la presencia de relaciones de largo plazo aún en variables caracterizadas por ser no estacionarias. De esta manera, una vez que se hayan identificado las relaciones de largo plazo, podremos hacer uso de los residuales o errores de las relaciones de largo plazo para que, a partir de ellas, podamos inferir el sentido de las presiones inflacionarias en México. Una ventaja de proceder de esta manera es que al trabajar con residuos de relaciones de largo plazo, estamos trabajando con series estacionarias, lo que nos permite hacer un análisis econométrico estándar y libre de los problemas asociados a las series no estacionarias.

La técnica de cointegración que utilizaremos en este trabajo será la de Engle y Granger (1987), aunque los resultados obtenidos son robustos a distintos métodos de estimación. 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 una 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, se estiman relaciones de largo plazo para los mercados laboral, monetario y de bienes por medio de Mínimos

² 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.

Cuadrados Ordinarios (primera etapa del proceso de Engle y Granger). El Apéndice A presenta un breve resumen de esta técnica, mientras que el Apéndice C muestra que los resultados obtenidos son robustos a diferentes técnicas de análisis de cointegración.

Para modelar la determinación de los precios en una economía pequeña como la de México y para atenuar el problema de muestra pequeña, utilizaremos el enfoque econométrico propuesto en Juselius (1991). Este enfoque consiste en analizar cada sector por separado y después utilizar las desviaciones del equilibrio de largo plazo de los mercados laboral, monetario y bienes como variables explicativas del comportamiento de la inflación. Sobre este tema cabe señalar que Ericsson (1992) ha argumentado a favor de estudiar cada mercado por separado para encontrar sus relaciones de largo plazo y después incorporarlas como términos de corrección de error en un modelo de corrección de errores.³

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

$$\Delta pc_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi_1 (TCEW)_{t-1} + \Pi_2 (TCEPPP)_{t-1} + \Pi_3 (TCM1)_{t-1} + \mu + \Psi D_t + \mathbf{e}_t$$

$$t = 1, \dots, T$$

$$\mathbf{e}_t \sim Niid(0, \Sigma)$$

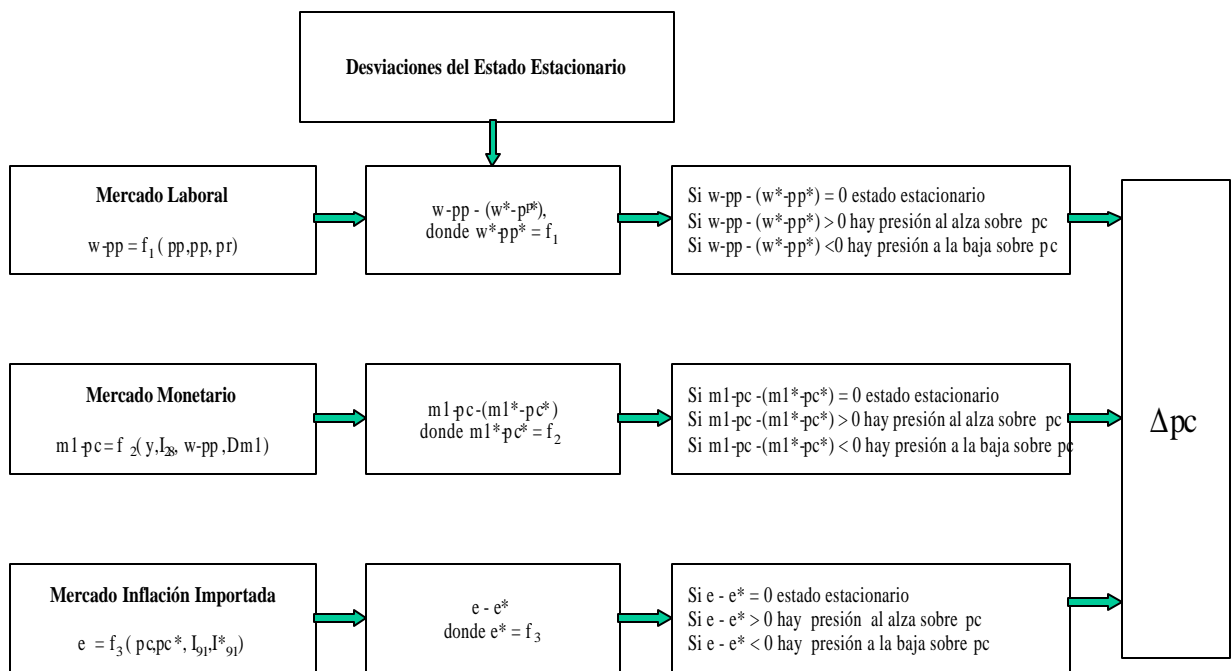
donde TCEW, TCEPPP y TCM1 son los términos de corrección de errores que surgen de la relaciones de largo plazo de los mercados laboral, bienes y monetario respectivamente, $\Delta^1(pc)$ es la inflación mensual del los precios consumidor domésticos, \mathbf{X}_t es un vector de variables estocásticas que son a lo más I(1), μ es una constante, Γ son matrices de dimensión $p \times p$ y Ψ es una matriz de dimensión 1×12 que contiene los coeficientes de unas variables estacionales centradas. Dados los resultados de estudios anteriores, se

³ 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”

espera encontrar que los términos de corrección de errores de los mercados laboral, monetario y del tipo de cambio presenten un coeficiente estadísticamente distinto de cero.

En el Gráfico 2 muestra la dinámica de transmisión de las presiones inflacionarias de cada uno de los mercados que nosotros consideraremos en nuestra aplicación al caso de México. 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. Como ya se mencionó, además de estos factores, también se considerarán aspectos relacionados ala inflación inercial y a la política de precios del gobierno.

Gráfico 2
Mecanismo de transmisión de presiones inflacionarias



3. Datos utilizados y sus propiedades

3.1 Datos

Las variables a utilizar tienen una periodicidad mensual y fueron obtenidas de la base de datos del Banco de México. La inflación mensual se mide a través del cambio porcentual del índice nacional de precios al consumidor (pc). Por otro lado, las variables utilizadas en los tres diferentes mercados y en el modelo de corrección de errores son las siguientes: índice precios al productor en México (pp), productividad media laboral por empleo de la manufactura (pr), salario nominal (w), el cual es medido por las remuneraciones medias de la manufactura, salario real deflactado por los precios al productor ($w-pp$), agregado monetario M1 ($m1$), saldos monetarios reales M1 ($m1-pc$), ingreso (y), el cual es aproximado por el índice del volumen de la producción industrial, tasa de rendimiento 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 al consumidor en Estados Unidos (pc^*), y 12 variables estacionales centradas ($dc1, dc2, \dots, dc12$).

Los nombres de las variables en minúsculas indican que las variables están expresadas en logaritmos naturales. Todas las variables con patrones estacionales fueron desestacionalizadas antes de iniciar el análisis de las pruebas y la estimación del modelo.

3.2 Características de los datos

Las características estadísticas de las series utilizadas en el análisis de cointegración y en el modelo de corrección de errores son de suma importancia. Como se menciona en el Apéndice A, si las variables contenidas en cada una de las regresiones de cointegración son $I(d)$ y existe una combinación lineal entre ellas que presenta un orden de integración menor a d [$I(d-b), b>0$], se dice entonces que las variables están cointegradas. De esta forma, es evidente que es muy importante analizar el orden de integración de las series que se van a utilizar en cada una de las regresiones de cointegración y en el MCE. Para

ello, realizaremos pruebas de raíz unitarias en las variables en niveles y en primeras diferencias. La hipótesis nula es que las variables analizadas no tienen raíces unitarias y por lo tanto son estacionarias.

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. Es decir, sea x_t una variable que sigue un proceso autoregresivo de orden uno, AR(1):

$$x_t = \beta + \rho x_{t-1} + u_t \quad (3.1)$$

donde u_t se asume que es ruido blanco y β es una constante .

Dependiendo del valor del parámetro ρ en (3.1) 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.

Una simple transformación de (3.1) genera:

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \xi_t \quad (3.2)$$

La hipótesis de estacionariedad se prueba mediante la comparación del valor absoluto de γ (donde $\gamma = \rho - 1$). 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 de orden mayor a uno. 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 γ de (3.2).

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;⁴ 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.

Los resultados del Cuadro 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), el ingreso (y) 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 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 obtuvo una gráfica de 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 la prueba ADF indica que las tres variables son $I(1)$ y a que los gráficos de las variables así lo indican, se concluye que las variables pc^* , pr , y 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.

⁴ Es importante señalar que el análisis para cada serie se realiza con constante, constante y tendencia y sin constante ni tendencia, sin embargo el análisis gráfico ayudó a determinar la mejor forma de realizar la prueba.

Cuadro 1
Pruebas de Raíces Unitarias

| Variable | ADF | | Rezagos | Características | PP | | Rezagos ^a | Características |
|---------------------------------------|--------|----|---------|-----------------------|---------|----|----------------------|-----------------------|
| pc | -2.394 | | 5 | constante y tendencia | -0.866 | | 4 | constante y tendencia |
| Dpc | -3.081 | ** | 3 | constante | -3.982 | * | 4 | constante |
| pp | -0.796 | | 1 | constante | -0.640 | | 4 | constante |
| Dpp | -2.222 | * | 6 | constante | -5.412 | * | 4 | constante |
| pr | -3.092 | | 2 | constante y tendencia | -8.764 | * | 4 | constante y tendencia |
| Dpr | -6.207 | * | 7 | constante | -29.255 | * | 4 | constante |
| wpp | -1.778 | | 6 | constante | -1.825 | | 4 | constante y tendencia |
| Dwpp | -3.051 | ** | 6 | constante | -11.135 | * | 4 | nada |
| m1-pc | -2.357 | | 12 | constante | -2.248 | | 4 | nada |
| Dm1-pc | -2.265 | ** | 12 | nada | -8.117 | * | 4 | nada |
| y | -2.347 | | 4 | constante y tendencia | -13.206 | * | 4 | constante |
| Dy | -4.374 | * | 4 | constante | -2.972 | ** | 4 | constante |
| I₂₈ | -2.417 | | 1 | constante | -2.913 | ** | 4 | constante |
| DI₂₈ | -7.052 | * | 4 | nada | -8.731 | * | 4 | nada |
| e | -2.570 | | 11 | constante y tendencia | -1.598 | | 4 | constante y tendencia |
| De | -6.299 | * | 3 | constante | -12.082 | * | 4 | constante |
| pc* | -2.973 | | 12 | constante y tendencia | -3.575 | ** | 4 | constante y tendencia |
| Dpc* | -4.358 | * | 2 | constante | -8.892 | * | 4 | constante |
| i₉₁-i*₉₁ | -3.325 | ** | 1 | constante | -2.972 | ** | 4 | constante |
| padm | -2.744 | | 1 | constante y tendencia | -2.444 | | 4 | constante y tendencia |
| Dpadm | -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.

4. Análisis de las Relaciones de Largo Plazo

En esta sección se analizan por separado las regresiones de cointegración (es decir, las relaciones de largo plazo) del mercado laboral, del mercado monetario y de la condición de paridad del poder de compra. Estas regresiones forman parte de la primera etapa de la metodología de Engle y Granger. En la sección siguiente se utilizan los resultados obtenidos aquí para estimar el modelo de corrección de errores.

4.1 Mercado Monetario

En esta subsección se busca estimar una ecuación de cointegración o de largo plazo para el mercado monetario.⁵ La variable dependiente de nuestro modelo será la demanda por M1 en términos reales.^{6 7}

La teoría sobre la demanda de dinero sostiene que existen dos motivos principales 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. Con base en 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 transacciones planeadas y, ii) los individuos no mantendrán la totalidad de su riqueza en dinero debido al costo de oportunidad que esto les representa (i.e. los rendimientos de los activos en los cuales puede invertir su riqueza). Por lo tanto, la decisión de cómo distribuye un agente su

⁵ Un análisis similar al que proponemos aquí, fue el realizado por Ramos-Francia (1993). Este autor, utilizando la técnica de cointegración de Johansen, encontró un solo vector de cointegración para la demanda de dinero.

⁶ También se estimó una función de demanda por M2 real, obteniendo resultados satisfactorios y estables para la totalidad de la muestra.

⁷ Román y Vela (1996) modelaron ecuaciones en diferencias para los distintos agregados monetarios en México. Ellos encontraron que la estimación para billetes y monedas en términos reales presentaba las mejores propiedades estadísticas entre los distintos agregados monetarios. Recientemente, Garcés (2001) también estimó una demanda de dinero utilizando como variable dependiente a los billetes y monedas en términos reales. A pesar de utilizar variables y metodologías diferentes, más adelante haremos algunas comparaciones de interés entre nuestros resultados y los obtenidos por Román y Vela (1996).

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 misma unidad de dinero.

En la literatura sobre el tema se menciona que los determinantes de la demanda de dinero se pueden agrupar en tres tipos de variables: a) variables de escala (referentes a la demanda de dinero por motivo transacción); b) variables de costo de oportunidad (referente al motivo especulativo); y, c) otras variables relevantes para el comportamiento de dicha demanda (el salario real, medidas de volatilidad, etc.). Las variables independientes que utilizaremos nosotros son las siguientes: 1) ingreso (y), como variable de escala; 2) el rendimiento de los CETEs a 28 días (I_{28}), como una variable que refleja el costo de oportunidad; 3) el salario real deflactado por los precios al productor ($w-pp$); y 4) una variable dicotómica que captura el cambio abrupto que presentó M1 a fines de 1991 ($Dm1$).⁸ Por lo tanto, la ecuación de largo plazo que se postula es la siguiente:

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

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

La inclusión del salario real en la función (4.1) se justifica como una forma adicional de capturar el costo de oportunidad. Esto se debe a que cada vez que un agente económico dedique tiempo para obtener medios de pago (dinero), estará incurriendo en un costo de oportunidad debido a que el agente habría podido ocupar ese tiempo en actividades que le hubiesen generado algún ingreso. Por ello, un aumento en el salario real incrementa el costo de oportunidad derivado del tiempo requerido para obtener medios de pago. De esta forma, es razonable postular que existe una relación positiva entre la demanda de dinero y el salario real ($f_3 > 0$).⁹ 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) porque en

⁸ Informe Anual del Banco de México 1991.

⁹ Para una revisión más extensa sobre el tema, vea Román y Vela (1996).

el último trimestre de 1991 se dio un movimiento inusual en el monto de cuentas de cheques que afectó de manera importante el comportamiento de M1.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la regresión de cointegración para el mercado monetario. Como puede apreciarse, los coeficientes del ingreso, del salario real y de la tasa de interés de corto plazo presentan los signos esperados. En relación a las magnitudes, un resultado a destacar es la 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), aunque dicho resultado está relativamente en línea con la elasticidad ingreso de 0.48 que encontró Garcés (2001). A pesar del contundente rechazo de la hipótesis de elasticidad unitaria del ingreso, es clara la significancia estadística del motivo transacción en la demanda de dinero.

Cuadro 2
Regresión de Cointegración para
el Mercado Monetario

| Variable | Coeficiente | Error Estandar |
|-------------------------------|-------------|----------------|
| C | 7.5613* | 0.3594 |
| Y | 0.6138* | 0.0497 |
| w-pp | 1.0051* | 0.0611 |
| I₂₈ | -0.0051* | 0.0005 |
| Dm1 | 0.4590* | 0.0180 |
| R² ajustada | 0.9804 | T=142 |
| RSS | 0.3939 | |
| Estad. F | 1715.03 | |
| Muestra | 1989:1 | 2000:10 |

Nota: * Significa que el coeficiente es estadísticamente distinto de cero al 1% de nivel de significancia.

Por su parte, el coeficiente de la tasa de interés que se obtuvo en la ecuación de largo plazo es superior al obtenido por Román y Vela, quienes obtuvieron un coeficiente de -0.0022. Sin embargo, el valor estimado en la ecuación de largo plazo del mercado

monetario es sorprendentemente cercano al -0.0052 que fue estimado recientemente por Garcés (2001) para todo el periodo 1983-2000. En nuestro caso, la semi-elasticidad encontrada presenta el signo previsto y una magnitud de -0.0051 . Debe señalarse que tanto la elasticidad-ingreso de 0.60 como la semielasticidad de la tasa de interés de -0.005 son compatibles con una versión modificada de la teoría de Baumol-Tobin.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.¹¹ 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 empleada en este documento para explicar el efecto de la innovación financiera en el agregado monetario 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 0.459 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.

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

¹⁰ Ver McCallum (1989) capítulo 3.

¹¹ La variable Dm1 es igual a 0 hasta septiembre de 1991 e igual a 1 de octubre de 1991 hasta el fin del periodo.

misma metodología de la sección anterior. En esta ocasión la prueba DF tiene validez debido a que los residuales de la misma no presentaron problemas de correlación serial. Comparando los valores calculados con los valores críticos para cada estadístico del cuadro 3 se rechaza la hipótesis nula de no estacionariedad de los residuales a un nivel de significancia del 1%. Por lo tanto, se puede concluir que existe una relación de largo plazo entre los saldos monetarios reales, el ingreso, el salario real y la variable determinística Dm1.

Para ratificar los resultados obtenidos por las pruebas DF, ADF y PP, se realizaron las pruebas no paramétricas de raíces unitarias sobre los residuales sugeridas en Phillips-Ouliaris (1990) y cuyos resultados se muestran en el Cuadro 3.¹²

Cuadro 3
Resultados de las pruebas sugerida por Phillips y Ouliaris para
ventanas de tiempo de 1 hasta 12 periodos*/
Mercado Monetario

| t | Z_{alpha} | Z_t |
|----------------------|--------------------------|----------------------|
| 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 |

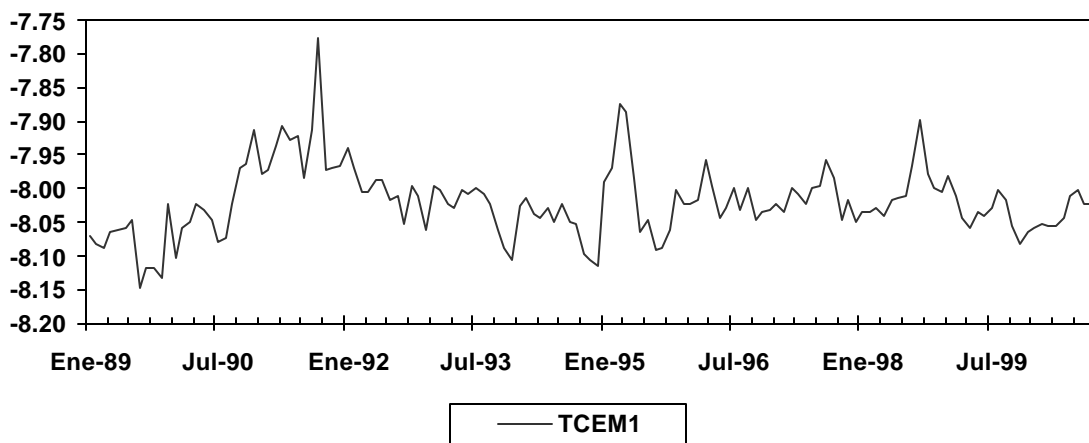
*/ Se rechaza la hipótesis nula de no cointegración si el valor computado del estadístico en cuestión es menor al valor crítico.

Por último, en el Gráfico 3 se muestra el comportamiento de los residuales de la regresión de cointegración.¹³

¹² En el apéndice B se presenta una breve descripción de las pruebas sugeridas en Phillips y Ouliaris (1990).

¹³ El nivel del residual de la regresión de cointegración mostrada en el cuadro 2 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 7.56). Esto último con la finalidad de que la constante del MCE incorpore el efecto de las constantes de cada mercado.

Gráfico 3
Residuales de la regresión de cointegración de la demanda de dinero



4.2 La inflación importada (Paridad del poder de compra)

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 las oscilaciones en el tipo de cambio nominal. En la literatura sobre el tema se ha demostrado el impacto que tienen los incrementos de los precios de los insumos importados y las depreciaciones del tipo de cambio en la dinámica inflacionaria mexicana.¹⁴ 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

¹⁴ Véanse, por ejemplo, Kamin (2001) y Garcés (1999).

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 adquiriera. La LOP se puede expresar de la siguiente manera:

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

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. Es decir, sean

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

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

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

En una economía abierta con tipo de cambio flexible, la PPP absoluta se cumple si el tipo de cambio nominal se ajusta para mantener constantes los precios relativos. Por lo tanto, para probar si esta versión de la PPP se cumple se realiza la siguiente regresión:¹⁵

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

donde pc y pc^* son los índices de precios consumidor para México y Estados Unidos respectivamente, y e es el tipo de cambio nominal entre ambos países.

¹⁵ 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.

Al realizar la prueba de estacionariedad sobre los residuales de la regresión de cointegración (4.4) 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 resultado no es sorprendente, de hecho el obtener estacionariedad para el tipo de cambio real es sumamente difícil debido a las no linealidades presentes en la respuesta de los productores a cambios en los precios.

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

Por tanto, y siguiendo a Juselius (1992), se especificó una nueva regresión de cointegración como sigue:

$$e = b_0 + b_1 pc + b_2 pc^* + (I_{91} - I^*_{91}) + e_t \quad (4.5)$$

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

donde se esperan residuales estacionarios [$\epsilon_t \sim I(0)$]. 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 (4.5) se presentan en el Cuadro 4. Como se puede observar, la prueba de Wald sobre los coeficientes no rechaza la hipótesis nula donde se propone que $\beta_1 = -\beta_2 = 1$, lo cual demuestra que el tipo de cambio nominal está en función del diferencial entre los precios al consumidor de México y de Estados Unidos. Como es sugerido por la teoría, β_0 no resultó ser estadísticamente distinto de cero. En relación al coeficiente del diferencial de tasas de interés, éste presentó el signo positivo que se anticipaba.

Cuadro 4
Regresión de cointegración para la
paridad del poder de compra

| Variable | TC | Error Estand. |
|-----------------------------------|--------------------------|---------------|
| C | 1.412 | 1.545 |
| Pc | 1.019* | 0.056 |
| Pc* | -0.991* | 0.361 |
| I ₉₁ -I* ₉₁ | 0.010* | 0.001 |
| R² 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 $\beta_1 = -\beta_2 = 1$

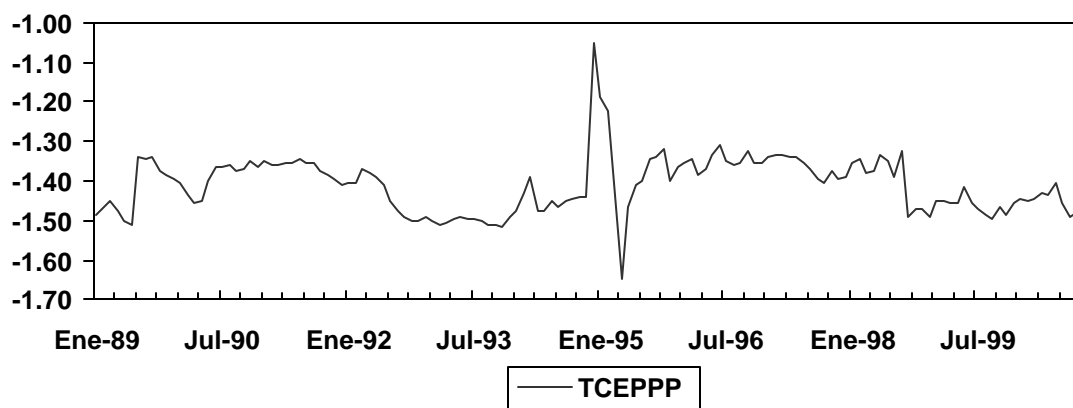
Los residuales de la regresión de cointegración se muestran en el Gráfico 4 y las pruebas de estacionariedad de éstos se presentan en el Cuadro 5. La prueba DF no es tomada en cuenta debido al problema de correlación serial que presentó. Al comparar los valores obtenidos para cada estadístico con los valores críticos para la ADF, PP, Z_α y Z_t se concluye que los residuales de la regresión de cointegración (5) son estacionarios y, por lo tanto, estos valores pueden ser incluidos en un modelo de corrección de errores. Para finalizar, se concluye que existe una relación de largo plazo entre el tipo de cambio nominal, los precios al consumidor de México y Estados Unidos y un diferencial entre tasas de interés de corto plazo de ambos países.

Cuadro 5
Resultados de las pruebas Phillips-Ouliaris para
ventanas de tiempo de 1 hasta 12 periodos*/

| 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.

Gráfico 4
Residuales de la regresión de cointegración del Mercado de Bienes



4.3 Mercado Laboral

Varios de los modelos de inflación que se han estimado para el caso de México sugieren que los salarios ejercen una cierta influencia en la determinación de la dinámica inflacionaria (Garcés [1999], Pérez-López [1996], Yacamán [1984]). Por consiguiente, es necesario incluir en el modelo de inflación las desviaciones de la relación de largo plazo del mercado laboral como un factor fundamental del comportamiento de los precios.

Una parte de la literatura sobre el tema se enfoca al estudio de las relaciones de largo plazo entre algunas de las siguientes variables: salario real, precios al consumidor, precios al productor, desempleo y alguna medida de productividad. Diferentes combinaciones de las variables mencionadas pueden limitar el espacio de cointegración. En base a un modelo *mark-up*, se plantea la hipótesis de una relación de largo plazo entre el salario real y la productividad.¹⁶ En este caso se trata de investigar si los productores trasladan una parte de los aumentos otorgados en los salarios reales cuando el crecimiento en la productividad no compensa en su totalidad los aumentos en los costos (salarios).¹⁷ 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

¹⁶ 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.

¹⁷ 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. $(w-p)-pr = \text{constante}$.

mercado laboral no es gobernada únicamente por factores del lado de las empresas (i.e. por el mark-up).

Nymoén (1992) 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 al consumidor y los precios al 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 a través de los precios al consumidor. Los trabajadores, al incrementar su consumo, ejercerán presión al alza sobre los precios al consumidor y, por lo tanto, modificarán el precios relativo (el diferencial).

La regresión de largo plazo en el mercado laboral que se propone en este trabajo es la siguiente:

$$w = b_0 + b_1 pc + b_2 pp + b_3 pr + e \quad (4.6)$$

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

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

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

$$w-pp = b_0 + b_1 pc + (b_2-1) pp + b_3 pr + e \quad (4.7)$$

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 ($\beta_1 = -\beta_2$). También se prevé que la productividad presente una elasticidad unitaria, lo que sería consistente con un modelo tipo *mark-up*.

Los resultados de la ecuación (4.7) se presentan en el cuadro 6. 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 no fue soportada por los datos a pesar de la elasticidad unitaria del salario real con respecto a la productividad.¹⁸ 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.

Cuadro 6
Regresión de cointegración
para el mercado laboral

| Variable | $w_t - pp_t$ | Error Estand. |
|-------------------------------|----------------------|---------------|
| C | 0.483 | 0.418 |
| pc_t | 2.700* | 0.158 |
| pp_t | -3.147* | 0.152 |
| pr_t | 1.029* | 0.115 |
| R² 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 |

Las pruebas sobre los residuales se muestran en el cuadro 7, mientras que el nivel de éstos se presentan en el gráfico 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_{α} y Z_t rechazan la hipótesis de no estacionariedad y por lo tanto se concluye que existe una combinación lineal que es estacionaria entre el salario real, los

¹⁸ 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.

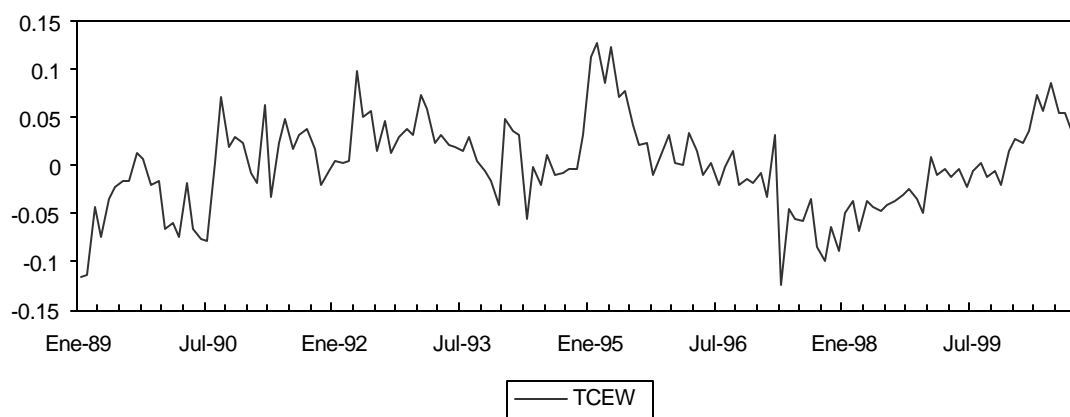
precios al consumidor de México, los precios al productor domésticos y la productividad media.

Cuadro 7
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
Residuales de la regresión de cointegración para el mercado laboral



5. Modelo de Inflación Mensual

A continuación se presentan los resultados del modelo de inflación mensual para el periodo 1989.1-2000.10 bajo el esquema de un Modelo de Corrección de Errores. El modelo estimado, además de utilizar como factores explicativos de la inflación a las relaciones de largo plazo de los mercados monetario, laboral y bienes que fueron estimadas en la sección anterior, también utiliza otras variables $I(0)$ como determinantes de corto plazo del cambio en el nivel de 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, Ω_1 y Ω_2 , de tal forma que $E[\Delta^1 pc | \Omega_1, \Omega_2]$. Donde Ω_1 es el conjunto de información integrado por las desviaciones del estado estacionario de las variables de interés para los mercados mencionados y Ω_2 es el conjunto formado por otras variables estacionarias que tienen efectos de corto plazo sobre la inflación mensual. Por lo tanto Ω_1 y Ω_2 se pueden escribir de la siguiente forma:

$$\Omega_1 = [\text{TCEPPP}, \text{TCEM1}, \text{TCEW}]$$

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

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

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 con las variables estacionarias contenidas en Ω_2 rezagadas en hasta doce periodos. El tercer paso consistió en la eliminación de las variables que no fueron significativas a un 5% de nivel de significancia. Este procedimiento se realizó en forma recursiva, hasta que cada una de las variables del modelo fueran estadísticamente distintas de cero al 5% de nivel de significancia. En

relación a los signos de los parámetros se espera que los coeficientes de ajuste de los tres mercados sean positivos.¹⁹ La estimación final del modelo se presenta en el cuadro 8.²⁰

Cuadro 8
MCE para la inflación mensual
Muestra 1989.02 – 2000.10

| Variable | D 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 |
| D¹pc_{t-1} | 0.425* | 0.036 |
| D¹padm_t | 0.082* | 0.010 |
| D¹pcon_t | 0.074* | 0.010 |
| D¹(tc pc*)_{t-1} | 0.023* | 0.007 |
| (I₉₁-I*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

¹⁹ 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 se estimó fue la siguiente:

$$m_{1-t}pc_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 (w_t - pp_t) + \beta_3 I_{28t} + \beta_4 Dm1 + \varepsilon$$

Si $m_{1-t}pc_t > \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 (w_t - pp_t) + \beta_3 I_{28t} + \beta_4 Dm1$ 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.

²⁰ El Apéndice C muestra los resultados de dos estimaciones alternativas que se obtienen con el método de Johansen. Allí se observa la gran similitud entre los resultados de Engle y Granger y los de Johansen. Además, el Apéndice muestra que los resultados de aplicar ambos modelos son prácticamente idénticos.

El resultado más importante del modelo es la significancia estadística que presentan los coeficientes de ajuste para cada uno de los mercados. De este resultado se concluye que los desequilibrios del estado estacionario de los mercados laboral, monetario y de bienes son determinantes importantes de la inflación en México. Los coeficientes de los términos de corrección de errores muestran que la velocidad de ajuste entre los mercados laboral y de bienes es muy parecida y que la velocidad de ajuste del mercado monetario es la inferior de las tres.

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. $e - 1.41 - 1.019 pc + 0.9901 pc^* - 0.00952 (I^{91} - I^{*91}) > (<) 0$], 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.²¹ 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.

Un resultado que vale la pena 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 0.026 (0.010 + 0.016) mientras que el efecto del mercado externo es igual a 0.017. El resultado anterior es similar al presentado en Pérez-López (1996) para su modelo A en diferencias de orden 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.

²¹ Debe tenerse en cuenta que varios modelos de la inflación en México descartaban la posibilidad de que el dinero desempeñara algún papel en la determinación de la inflación. Véase Ruprah (1984) y Garcés (1999 y 2001).

Además de los efectos de largo plazo de los términos de corrección de errores sobre la inflación mensual, también se encontraron diversos efectos de corto plazo que influyen en 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) para sus modelos de inflación del índice nacional de precios al consumidor y precios no controlados. Además, este resultado es sumamente parecido al coeficiente de inflación inercial en Brasil que encontró Durevall (1998).

Las variables de precios administrados (*padm*) y precios concertados (*pconc*) presentan los signos esperados, aunque su magnitud es relativamente baja en comparación con los resultados de otros estudios.²² 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; 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

²² 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.

inflación en los Estados Unidos en el tiempo t , ésta provoca un incremento de 0.02% en la inflación doméstica en $t+1$.

El diferencial entre las tasas de interés de corto plazo domésticas y de Estados Unidos tiene un efecto muy pequeño pero altamente significativo sobre la inflación mensual en México. El signo encontrado para esta variable estacionaria parecería ser en primera instancia contraintuitivo. La teoría argumenta que una restricción monetaria y por lo tanto una mayor tasa de interés doméstica provoca una menor demanda agregada y menores presiones inflacionarias. Por otro lado, un incremento en la tasa de interés en 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, 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.

Los gráficos 6 y 7 muestran el 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 9 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 curtosis que presentan los residuales y no de una asimetría marcada en éstos. Este resultado no es sorprendente debido a los grandes cambios que presenta en ciertas ocasiones la serie de precios, por lo tanto, a pesar del buen ajuste que caracteriza al modelo éste no puede pronosticar totalmente las grandes fluctuaciones del índice de precios por lo que en algunas fechas el residual presenta valores extremos que causan el exceso de curtosis.²³

El modelo sugerido no presenta problemas de correlación serial ni de efectos ARCH en los residuales sin embargo exhibe problemas de heteroscedasticidad. Bajo la

²³ Es importante señalar que los errores de mayor magnitud no excedieron el valor de 1% de inflación mensual. Otros trabajos similares también han rechazado normalidad de los residuos. Véase, por ejemplo, Garcés (1999).

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 10. 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 8, 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 6
Valor observado y ajustado del MCE para la Inflación Mensual Mexicana

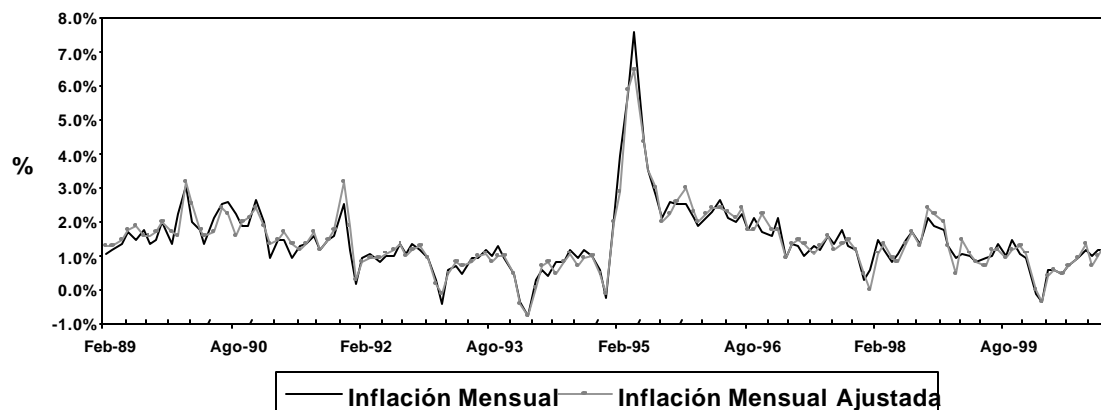
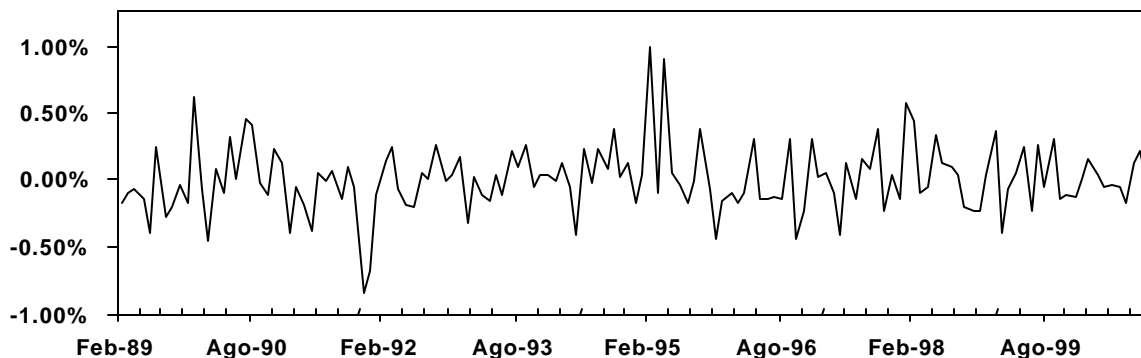


Gráfico 7
Residuales del MCE para la Inflación Mensual en México



Cuadro 8
Pruebas de Especificación

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

Cuadro 9
MCE para la inflación mensual consistente con una matriz de varianzas y covarianzas heterocedática

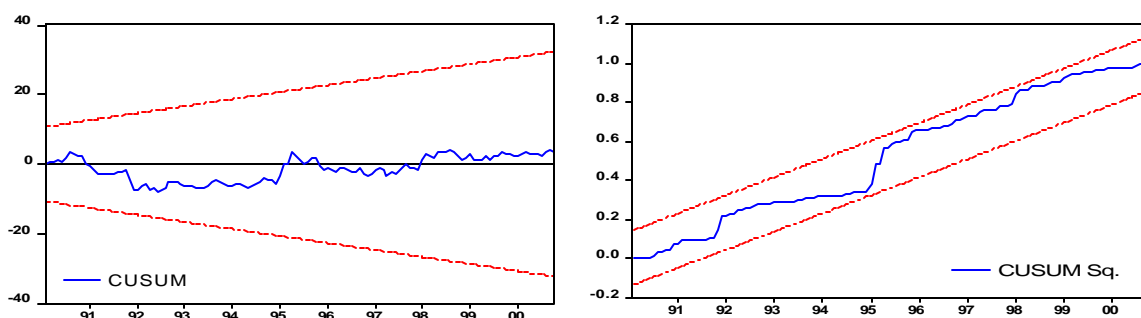
| Variable | D ¹ pc _t | Error Estándar |
|---|--------------------------------|----------------|
| C | 0.114* | 0.039 |
| Tceppp | 0.017** | 0.006 |
| Tcem1 | 0.010** | 0.005 |
| Tcew | 0.016* | 0.007 |
| D¹pc_{t-1} | 0.426* | 0.041 |
| D¹padm_t | 0.082* | 0.021 |
| D¹pconc_t | 0.074* | 0.006 |
| D¹(tc pc*)_{t-1} | 0.023* | 0.009 |
| (I₉₁-I₉₁*)_t | 0.0002* | 3.62E-05 |
| Dc1 | -0.005* | 0.001 |
| Dc12 | -0.003* | 0.001 |
| R2 ajustada | 0.931 | T=141 |
| R.S.S. | 0.001 | |
| E.E.R. | 0.003 | |
| Muestra | 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 8 se muestran las pruebas de la suma acumulada de los residuales (CUSUM) y la suma acumulada de los residuales al cuadrado (CUSUM Sq.). En ambas pruebas los estadísticos no traspasan los valores críticos al 5% de significancia y, por lo tanto, no se rechaza la hipótesis de estabilidad. Para analizar el comportamiento de los coeficientes a través de la muestra se presentan los cálculos de los coeficientes recursivos para cada uno de los términos de corrección de errores (Gráfico 9)

Es más o menos claro que hay un 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 movimientos importantes. Mas aún, la estabilidad mostrada por los tres parámetros después de 1995 nos hace pensar que el cambio observado en los coeficientes de ajuste se deba a un problema de muestra pequeña amplificado por el cambio abrupto que presentaron algunas de las variables independientes durante la crisis financiera.

Gráfico 9
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 10. 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.²⁴ 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

²⁴ Al aplicar la pruebas de pronóstico de Chow para las fechas mostradas en el Cuadro 10, se pudo constatar la significancia estadística de los coeficientes de ajuste para los tres mercados.

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 10
Coefficientes recursivos para los términos de corrección de errores

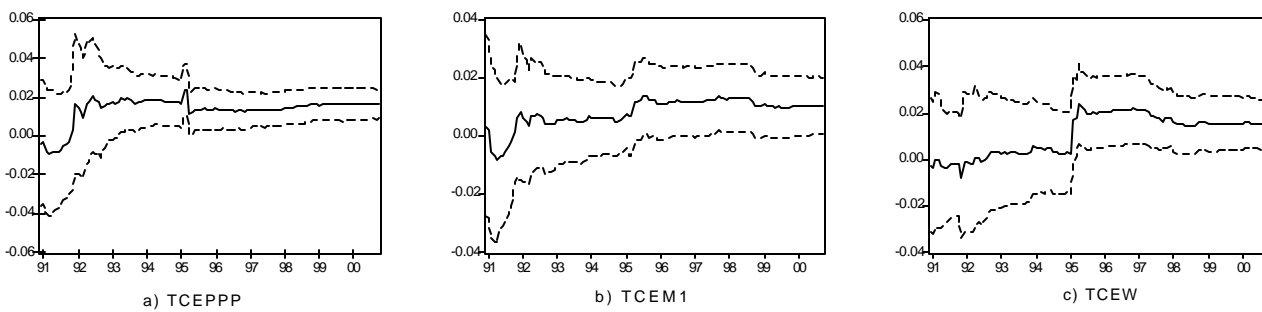


Gráfico 10. Coeficientes recursivos para los términos de corrección de errores. Panel a) coeficiente de ajuste para el mercado de bienes; b) coeficiente de ajuste para el mercado monetario y; c) coeficiente de ajuste para el mercado laboral.

Cuadro 10
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 |

6. Conclusiones

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

Para el mercado laboral, se encontró una relación de largo plazo entre el salario real, la productividad media de la manufactura, los precios consumidor y los precios productor. 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 se desvían mucho entre sí, por lo que estas variables guardan una relación de largo plazo. El análisis de cointegración del mercado monetario nos hace concluir que existe una combinación lineal 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 la inflación esta determinada por las desviaciones del estado estacionario de los salarios reales, de la demanda de dinero y del tipo de cambio nominal, así como por un componente inercial de la inflación doméstica, el crecimiento de los precios administrados y concertados por el gobierno mexicano y un diferencial entre las tasas de interés de corto plazo de México y de los Estados Unidos.

Bibliografía

- Banco de México, "Informe Anual", 1991.
- Barkoulas, J.T., Baum, C.F., Caglayan, M., (2001), "Nonlinear Adjustment to Purchasing Power Parity in the post-Bretton Woods Era". *Journal of International Money and Finance*.
- De Brouwer Gordon y Neil R. Ericsson (1998), "Modeling Inflation in Australia", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, No. 4, October, pp. 423-432.
- Durevall, Dick (1998), "The Dynamics of Chronic Inflation in Brazil, 1968-1985", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, No. 4, October, pp. 423-432.
- Engle, Robert F. y Clive W. J. Granger, (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.
- Garcés, Daniel (1999) "Determinación del Nivel de Precios y la Dinámica Inflacionaria en México". Documentos de Investigación, Banco de México, Diciembre 1999.
- Garcés, Daniel (2001), "¿Cuándo es la Inflación un Fenómeno Monetario? La experiencia de México de 1945 a 2000", mimeo. Banco de México.
- Hansen, H. y K. Juselius (1995) "CATS in RATS: A manual to Cointegration Analysis. Copenhagen: University of Copenhagen", Institute of Economics.
- Hendry, David F. (2001), "Modelling UK inflation, 1875-1991 *Journal of Applied Econometrics*, V. 16, Issue 3, May-June, pp. 255-275.
- 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, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 234-254.
- Johansen, Soren y Juselius, Katarina (1990) "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Applications to the demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.
- 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.

- Kamin, Steven B. (2001), "Real Exchange Rates and Inflation in Exchange Rate Based Stabilizations: An Empirical Examination", *Journal of Development Economics*; 64(1), February, pp. 237-53.
- McCallum, B. (1989) "Monetary Economics. Theory and Policy". Macmillan, New York.
- Metin, Kivilcim (1995), "An Integrated Analysis of Turkish Inflation" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*; 57(4), November, pp. 513-31.
- Nymoer, R. (1992) "Fininsh Manufacturing Wages 1960-1987: Real-Wage Flexibility and Hysteresis". *Journal of Policy Modeling* 14 (4): 429-451
- Pérez-López, Alejandro (1996) "Un Estudio Econométrico Sobre la Inflación en México". Documentos de Investigación, Banco de México, Julio, 1996.
- Phillips, P.C.B. & Ouliaris, S. (1990) "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration". *Econometrica* 58: 165-193.
- Ramos-Francia, Manuel (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.
- Razo, Raúl (2001), "Efectos de largo plazo de los mercados monetario, laboral y de bienes sobre el proceso inflacionario en México, 1989-2000", Tesis de Maestría en Economía, Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México.
- Ros, Jaime (1984) "El proceso inflacionario en México1970-82". En *La inflación en México*, El Colegio de México: 131-146.
- Ruprah, Inder (1984), "¿Es la inflación, siempre y en todos lados un fenómeno monetario?" en *La inflación en México*, El Colegio de México: 41-56
- Stock, James (1987) "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors". *Econometrica* 55: 1035-1056.
- Yacamán, Jesús M. (1984), "Análisis de la inflación en México". En *La inflación en México*, El Colegio de México: 147-158.

Apéndice A

Análisis de Cointegración de Engle y Granger

La metodología sugerida por Engle y Granger esta caracterizada por un proceso en dos etapas: en la primera etapa se estima la regresión de cointegración por medio de MCO (i.e., la relación de largo plazo); 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 pesar de la violación a los supuestos de regresión lineal que caracteriza a las regresiones de cointegración, es factible hacer uso del proceso biétápico 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. Stock (1987) demuestra la convergencia en probabilidad de los parámetros de la regresión de cointegración obtenidos mediante MCO a sus verdaderos valores.²⁵

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 \mathbf{X}_t un vector columna de variables estocásticas de dimensión $p \times 1$. Engle y Granger sostienen que las variables del vector \mathbf{X}_t presentan cointegración de orden d, b [$\mathbf{X}_t \sim CI(d-b), b > 0$] si se cumplen dos condiciones: i) si después de diferenciar d veces cada elemento de \mathbf{X}_t se obtienen variables estacionarias [i.e. todos los elementos de \mathbf{X}_t son $I(d)$] y; ii) existe un vector $\mathbf{a} \neq 0$ tal que $\mathbf{Z}_t = \mathbf{a}' \mathbf{X}_t \sim I(d-b)$, con $b > 0$ y donde \mathbf{a} es el vector de cointegración. La segunda condición argumenta que si existe al menos un vector de cointegración \mathbf{a}_i distinto de cero entonces habrá una combinación lineal de los elementos contenidos en \mathbf{X}_t ($\mathbf{a}' \mathbf{X}_t$) que es estacionaria [$I(0)$] después de diferenciarla $d-b$ veces.²⁶ Por lo tanto, bajo estas dos condiciones, cointegración implica que las desviaciones de la relación de largo plazo de su estado estacionario ($\alpha' \mathbf{X}_t \neq 0$) son estacionarias y con varianza finita.

El análisis biétápico sugerido por ambos autores se basa en el teorema de representación de Granger. A manera de síntesis éste sostiene que si las variables contenidas en el vector \mathbf{X}_t cointegran entonces éstas pueden ser representadas como un modelo de corrección de errores.²⁷ Suponiendo que $d=b=1$, entonces cada uno de los elementos contenidos en el vector \mathbf{X}_t son $I(1)$ [$\mathbf{X}_t \sim I(1)$] y las combinaciones lineales de \mathbf{X}_t son estacionarias [$\mathbf{Z}_t \sim I(0)$] por lo tanto todos los términos del MCE serán procesos covarianza-estacionarios [i.e. $\Delta^1 \mathbf{X}_t \sim (0)$ y $\mathbf{Z}_t \sim I(0)$].²⁸

²⁵ La convergencia se presenta a una tasa de $T^{1-\delta}$ para cualquier $\delta > 0$ y donde T es el número de observaciones.

²⁶ Si $d=b=1$, entonces cointegración implicará que si todos los elementos de \mathbf{X}_t son $I(1)$ entonces el error de equilibrio será un proceso $I(0)$ y \bar{z} raramente diferirá de cero. Si \bar{z} tiene media cero entonces cruzará continuamente el eje de las ordenadas.

²⁷ Véase Engle y Granger (1987) para un análisis detallado sobre el tema.

²⁸ En Hansen y Juselius (1995) se sostiene que al menos dos de las series contenidas en el vector columna \mathbf{X}_t deben de ser $I(1)$.

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

$$\text{Etapa 1 : } z_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 y_t + \mathbf{a}_2 x_t + \mathbf{e}_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \text{ y } \varepsilon_t \sim I(d-b), b > 0 \quad (\text{A.1})$$

$$\text{Etapa 2: } \Delta z_t = B_1 \Delta X_{t-1} + \dots + B_{k-1} \Delta X_{t-k} + \Pi \mathbf{e}_{t-1} + \boldsymbol{\gamma} + \Psi D_t + \mathbf{u}_t \quad (\text{A.2})$$

$$z_t \in X_t, \mathbf{u}_t \sim \text{Niid}(0, \Sigma)$$

Donde las matrices de coeficientes \mathbf{B} son de dimensión (3x1), Π representa el coeficiente del término de corrección de errores y nos dice la velocidad de ajuste del modelo hacia el estado estacionario, ψ es un término constante, \mathbf{Y} es una matriz de coeficientes de las variables determinísticas y de variables estacionales centradas (D_t) y ε_t es el residual de la regresión de cointegración. La ecuación (A.2) representa el MCE a estimar para la variable z_t .

Apéndice B

Pruebas Phillips-Ouliaris

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:

Ho: Los residuales presentan una raíz unitaria (B.1)

Ha: Los residuales presentan una raíz menor a la unidad(B.2)

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 (B.3):²⁹

$$y_t = \mathbf{b}'\mathbf{X}_t + u_t \quad (\text{B.3})$$

donde y_t es la variable sobre la cual se llevó a cabo la normalización, \mathbf{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 (B3) 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 (B3); ii) se utilizan los residuales de (B3) [u_t] para realizar la regresión auxiliar (B4) y; iii) se calcula el valor del estadístico $Z\alpha$ por medio de la fórmula (B5) ³⁰:

$$u_t = \alpha u_{t-1} + k_t \quad (\text{B4})$$

donde α es el coeficiente del proceso autoregresivo de primer orden y k son los residuales de la regresión auxiliar (B4).

²⁹ También se pueden realizar regresiones con constante, y con constante y tendencia lineal.

³⁰ Para un análisis más detallado sobre el tema ver Phillips y Ouliaris (1991).

$$\mathbf{Za} = T(\mathbf{a} - 1) - \frac{1}{2}(s_{\pi}^2 - s_k^2) \left(T^{-2} \sum_2^T u_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (\text{B5})$$

y donde

$$s_k^2 = T^{-1} \sum_1^T k_t^2 \quad (\text{B6})$$

$$s_{\pi}^2 = T^{-1} \sum_1^T k_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum_{t=s+1}^T k_t k_{t-s} \quad (\text{B7})$$

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 (B8)

$$Z_t = \left(\sum_2^T u_{t-1}^2 \right)^{1/2} \frac{(\mathbf{a}-1)}{s_{\pi}} - \frac{1}{2}(s_{\pi}^2 - s_k^2) \left[s_{\pi} \left(T^{-2} \sum_2^T u_{t-1}^2 \right)^{1/2} \right]^{-1} \quad (\text{B8})$$

donde s_k^2 y s_{π}^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 (B1). En el presente documento, al presentar los datos periodicidad mensual, se realizaron las pruebas con ventanas de tiempo desde un periodo hasta doce periodos ($l=1, \dots, 12$).

Apéndice C

Los resultados obtenidos para los modelos Engle y Granger (E&G) y de Johansen (JOH1 y JOH2) se muestran en el cuadro C.1.³¹ Comparando los resultados obtenidos se observa que los coeficientes de ajuste resultaron significativos y con los signos correctos para los mercados laboral, monetario y de bienes bajo las tres especificaciones. Del cuadro C.1 se destacan cuatro consideraciones: 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 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 C.1
Modelos de corrección de errores para la inflación mensual en México

| Variable | E&G ^a | | JOH1 | | JOH2 | |
|--|--------------------------------|----------------|--------------------------------|----------------|--------------------------------|----------------|
| | D ¹ pc _t | Error Estándar | D ¹ pc _t | Error Estándar | D ¹ pc _t | Error Estándar |
| C | 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 |
| D¹pc_{t-1} | 0.426 * | 0.041 | 0.416 * | 0.046 | 0.427 * | 0.045 |
| D¹padm_t | 0.082 * | 0.021 | 0.087 * | 0.022 | 0.087 * | 0.022 |
| D¹pcon_t | 0.074 * | 0.006 | 0.076 * | 0.007 | 0.073 * | 0.007 |
| D¹(tc pc*)_{t-1} | 0.023 * | 0.009 | 0.023 * | 0.008 | 0.023 * | 0.009 |
| (I⁹¹-I⁹¹)_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 |
| R² ajustada | 0.931 | T=141 | 0.924 | T=139 | 0.930 | T=139 |
| R.S.S. | 0.001 | | 0.001 | | 0.001 | |
| E.E.R. | 0.003 | | 0.003 | | 0.003 | |
| Muestra | 1989.02 | 2000.10 | 1989.04 | 2000.10 | 1989.04 | 2000.10 |

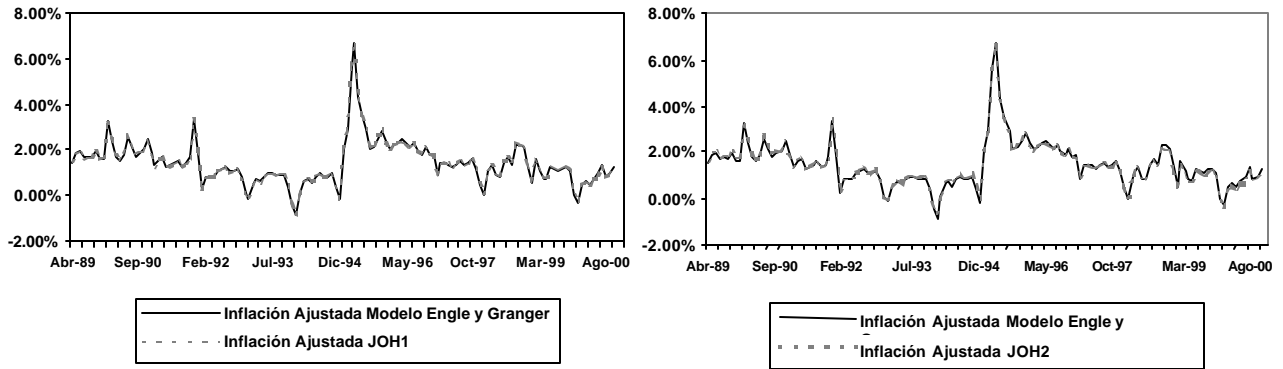
R.S.S.= Suma de residuales al cuadrado

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

En el gráfico C.1 se comparan los valores ajustados por ambos modelos para la inflación mensual con los valores obtenidos por medio del modelo de la sección 5. Como se puede observar, los valores 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 C.1) y sus estadísticas, se reafirma la semejanza de los resultados obtenidos. El modelo E&G es relativamente más eficiente en comparación de los modelos JOH1 y JOH2 si se toma como referencia el error cuadrado medio.

³¹ Se presentan los resultados utilizando la corrección no paramétrica de White debido a los problemas de heterocedasticidad que presentaron los modelos JOH1 y JOH2.

Gráfico C.1
Inflación Mensual ajustada para los modelos JOH y E&G



Panel izquierdo: inflación ajustada modelos E&G y JOH1
Panel derecho: inflación ajustada modelos E&G y JOH2