

DETERMINANTES DEL PROCESO INFLACIONARIO. UN ANÁLISIS DE COINTEGRACIÓN PARA EL CASO DE MÉXICO, 1980-2001

Gabriela Morales Cisneros*

RESUMEN

En este trabajo se emplea el análisis de cointegración para hacer un estudio de los determinantes del proceso inflacionario en México, para el periodo que abarca de enero de 1980 a diciembre de 2001. Asimismo, se reconoce la existencia de persistencia e incertidumbre inflacionarias que modifican sustancialmente la senda de la inflación, lo cual es tratado a través de un modelo de corrección de error de tipo GARCH-M. La relación de largo plazo se establece entre el nivel del tipo de cambio y las tasas de crecimiento de los salarios, de los precios y de la oferta monetaria. Se encuentran al menos dos relaciones de cointegración, lo cual puede indicar que, para el largo plazo, alguna variable se ajuste en el proceso y debería pensarse en un modelo donde no sólo se le considerara como exógena.

Palabras Clave: precios, salarios, oferta de dinero y tipo de cambio

Clasificación JEL: E24, E31, E51

* Investigadora asociada de la Unidad de Investigación en Economía de la Salud, Instituto Mexicano del Seguro Social. Se agradecen los comentarios de un árbitro anónimo.

ABSTRACT

In this work, cointegration analysis is applied to study the determinants of Mexico's inflationary process, for the period from January 1980 to December 2001. Additionally, it recognizes that there are both inflationary persistence and uncertainty, which substantially modified the inflation path, that is analyzed using a GARCH-M error correction model. The long run relationship is established between the exchange rate level and the growth rates of wages, prices and monetary supply. There were found at least two cointegration links, which could indicate that, for the long run, some variable is modified through the process and we should think in a model at which it does not consider it as exogenous.

Key words: Price level, inflation, wages, money supply and exchange-rate

JEL Classification: E24, E31, E51

I. INTRODUCCIÓN

En el entorno macroeconómico mexicano existe una variedad de fenómenos (económicos, sociales y políticos) y conductas (tanto de variables como de los agentes económicos) que merecen ser estudiados, de forma tal que se pueda predecir cuál será su comportamiento futuro. Bajo esta consideración, el estudio del comportamiento inflacionario (o de los precios) se torna importante porque el Banco Central establece como objetivo la estabilidad de precios. En este sentido, se debe destacar que la caracterización de la dinámica inflacionaria es de primordial interés tanto para las autoridades monetarias y financieras como para los agentes económicos.

En este trabajo se postula que las decisiones que se toman respecto a las condiciones bajo las cuales son revisados los contratos laborales, las características de determinación del tipo de cambio y las acciones de política monetaria adoptadas por el Banco Central, tienen una incidencia inmediata en el nivel general de precios. Por lo tanto, se sostiene como

hipótesis principal que el nivel de precios sigue una relación de largo plazo con el nivel de salarios, los precios externos y la cantidad de dinero existente en la economía.¹

La relación anterior así como las relaciones entre la inflación y los mercados laboral, de dinero y los precios externos, se obtienen a través de un análisis de cointegración y de su correspondiente mecanismo de corrección de error. Estas herramientas econométricas permitirán identificar cuales son los determinantes más importantes del proceso inflacionario y cuales tuvieron mayor incidencia sobre el mismo, para el periodo que abarca de enero de 1980 a diciembre de 2001.

Por su parte, en lo que respecta al corto plazo, aunado a desequilibrios en los mercados laboral, cambiario y de dinero, se reconoce la existencia de persistencia e incertidumbre inflacionarias que modifican sustancialmente la senda de la inflación. Este postulado es importante dado que los trabajos sobre inflación que se han encontrado hacen un estudio parcial sobre el tema en cuestión; esto es, hay quienes realizaron un análisis donde consideran relaciones de largo plazo, pero excluyendo el factor de incertidumbre, y otros que consideran incertidumbre pero no la dinámica de corto y largo plazos. Así, este análisis pretende incluir ambas variables en diferentes escenarios.

La estructura de este trabajo contempla, como primer paso, una breve reseña bibliográfica de algunos trabajos sobre inflación, poniendo especial atención a aquellos que modelan los desequilibrios señalados en párrafos anteriores y que se aplican al caso de México. La tercera sección describe el esquema metodológico seguido. En la cuarta parte se busca caracterizar las series a estudiar, haciendo una breve introducción gráfica y dando el primer acercamiento entre los objetivos del trabajo y la evidencia empírica. La sección cinco presenta los resultados obtenidos en las pruebas de cointegración y las estimaciones de validación de la ecuación propuesta para la determinación del proceso inflacionario. Finalmente, en la sexta parte, se presentan algunas conclusiones y valoraciones del análisis realizado.

¹ Esta relación será ajustada en función del orden de integración de cada variable, donde se considerará el nivel si la variable es $I(1)$ o su diferencia si ésta fuese $I(2)$.

II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Para evaluar el impacto que los ajustes en los salarios, el tipo de cambio, los precios públicos y la desviación del producto de su nivel potencial, tienen sobre el nivel de precios doméstico, Garcés Díaz (1999) hace un estudio de cointegración para evaluar la dinámica de corto y largo plazos, deriva un modelo de corrección de error para el índice de precios e incluye otras variables que pueden afectar la inflación en el corto plazo. El autor estima que la elasticidad de largo plazo del nivel de precios con respecto a los salarios para toda la muestra es igual a 0.36, mientras la correspondiente para los precios externos es 0.63. En ejercicios sobre los modelos de corto plazo para la inflación se muestra que ajustes a los salarios tienen un efecto inmediato mayor que el del tipo de cambio, pero que después de un tiempo el efecto de este último predomina.

Por su parte, Schwartz y Pérez (2000) siguen una metodología propuesta para el análisis de los ciclos económicos,² según la cual las series de tiempo se descomponen en dos partes: un componente de tendencia y otro cíclico³. Analizan econométricamente el efecto de la inflación cíclica, sobre los componentes cíclicos de distintas variables macroeconómicas, para obtener una estimación de la relación entre el crecimiento económico y la inflación en México. Encuentran que las correlaciones contemporáneas entre los componentes cíclicos de las variables determinan que inflaciones por encima de su tendencia se asocian con actividad económica, empleo, inversión y salarios reales por debajo de su tendencia y con tasas de interés nominales y reales superiores a su tendencia.

El análisis muestra que la tendencia inflacionaria cambia de nivel a partir de 1988. De 1982 a 1987 la tendencia de la inflación permanece en niveles relativamente elevados; entre 1988 y 1990 ésta descende, y a partir de 1990 se estabiliza en un nivel más bajo. Este comportamiento obede-

² Esta teoría fue propuesta por Kydland y Prescott (1990).

³ El componente cíclico se define como aquellas variaciones de la serie que, por ser demasiado rápidas, no se explican por factores demográficos, tecnológicos y de acumulación de capital.

ce fundamentalmente a la disciplina monetaria y fiscal del plan de estabilización de finales de 1987. Los autores encontraron que el componente cíclico de la inflación tiene correlaciones contemporáneas negativas con los componentes cíclicos del PIB (-0.35), del empleo (-0.24), de la formación bruta de capital (-0.37) y del salario real (-0.16). Sin embargo, los componentes cíclicos de mayor valor de las variables antes mencionadas se rezagan con respecto a la inflación cíclica. Existen correlaciones contemporáneas positivas entre el componente cíclico de la inflación y los componentes cíclicos de las tasas de interés nominal (0.80) y real (0.33). La primera relación se da en forma contemporánea; mientras que el componente cíclico de la tasa de interés real es antecedido por la inflación cíclica. En este estudio se muestra que la experiencia inflacionaria de México en las últimas décadas ha tenido efectos negativos sobre las principales variables macroeconómicas; así, el ritmo de actividad económica, la creación de empleos, la inversión y los salarios reales se han visto afectados por la presencia de la inflación.

Galindo y Cardero (1997), desarrollan un modelo econométrico multivariado de cointegración para la economía mexicana, en el cual pretenden analizar la relación de largo plazo entre el índice de precios, un agregado monetario, el ingreso y la tasa de interés nominal, en el marco de un modelo de Vectores Autorregresivos (VAR) sustentado en el procedimiento de cointegración de Johansen. Se postula que el modelo multivariado representa formas reducidas de un modelo del tipo IS-LM, donde las fluctuaciones pueden provenir de un choque a la curva IS dada por cambios en la oferta, o por choques monetarios de la curva LM.

En el corto plazo, las pruebas de exogeneidad fuerte sugieren que la inflación es fundamentalmente un fenómeno monetario asociado a movimientos en la masa monetaria y a las tasas de interés. Para el largo plazo, dadas las pruebas de cointegración, los autores señalan que no hay una relación totalmente identificable, por lo cual sugieren modelar en forma simultánea el conjunto de las variables consideradas para evitar la pérdida de información. Con los resultados obtenidos, sugieren que la economía

mexicana tiene un comportamiento bastante similar a un modelo del tipo IS-LM, que incluya una ecuación de precios derivada de la ecuación cuantitativa del dinero e imperfecciones en los mercados.

Por su parte Grier and Grier (1998a) utilizan un sistema MGARCH-M de inflación y crecimiento del producto en México, a través del cual intentan medir los efectos de la inflación promedio y de la incertidumbre sobre el crecimiento; y encuentran que la incertidumbre domina a la inflación promedio en la predicción de fluctuaciones del crecimiento del producto. Los principales resultados de este análisis son: primero, cuando se restringe a que el efecto de la incertidumbre sobre el crecimiento sea cero, la inflación rezagada afecta la ecuación del crecimiento del producto de forma negativa, aunque significativa; segundo, si se permite que la incertidumbre sea diferente de cero, tiene un coeficiente negativo y estadísticamente significativo, y la inflación rezagada se vuelve no significativa; tercero, encuentran un rol indirecto de la inflación promedio, donde a mayor nivel de ésta aumenta la incertidumbre inflacionaria, por lo cual disminuye el crecimiento.

En esta misma idea, Jarque y Tellez (1993) reconocen que, para la década de los ochenta, en varios países existió un componente de inercia inflacionaria (donde cada productor aumentaba el precio porque los otros lo hacían) que dificultaba la aplicación de medidas tradicionales de política monetaria y fiscal. Al respecto, Grier and Perry (1998) construyen un modelo GARCH-M bivariado para estimar la incertidumbre inflacionaria, medida por la varianza condicional, y verificar su efecto sobre la dispersión de precios relativos. El resultado principal se resume en el hecho de que la incertidumbre inflacionaria domina a la tendencia de la inflación como predictor de la dispersión de precios relativos.

Finalmente, Grier y Grier (1998b) utilizan un modelo GARCH-M para estudiar la relación entre la tasa de inflación promedio y la incertidumbre inflacionaria en México de 1960 a 1997. Se estima un modelo GARCH para la inflación donde se utiliza la varianza residual como una medida de incertidumbre inflacionaria. Los autores demuestran que en México

desde 1960 los aumentos de la inflación han elevado sensiblemente la incertidumbre en la inflación promedio en el futuro; y que la incertidumbre es un costo de la inflación, respecto al cual el Banco de México sólo ha buscado mitigarlo. Encuentra que aumentos en la tasa de inflación resultan en una mayor incertidumbre; sin embargo, mayor incertidumbre inflacionaria es asociada con menos en vez de más inflación promedio, lo cual se justifica por la posibilidad de que el banco central pueda comportarse de manera estabilizadora en los periodos de rápido crecimiento de la inflación.

III. METODOLOGÍA

El modelo que se propone trata de describir tanto la relación de largo plazo entre la inflación y sus determinantes, como la idea general de la existencia de un proceso inercial y de incertidumbre inflacionaria en la determinación del cambio en el nivel de precios para el caso de México. El impacto de desequilibrios de los mercados laboral, cambiario y monetario está dado por un componente de corrección de error; mientras que el proceso inercial es la transmisión de información del nivel de precios pasado al actual. Finalmente, la incertidumbre inflacionaria está dada por un componente de volatilidad medida por la varianza condicional estimada para tal relación.

Las variables macroeconómicas relevantes para el presente estudio son los precios, medidos por el índice nacional de precios al consumidor con año base 1994; el nivel de salarios, medidos por el índice de salarios nominales pagados en el sector manufacturero con año base 1993; la oferta de dinero, medida por el agregado monetario más amplio en términos nominales, M4; y el tipo de cambio (bajo el supuesto de una economía abierta), medido por el tipo de cambio nominal promedio. Los datos tienen una frecuencia mensual para el periodo que va de enero de 1980 a diciembre de 2001. La fuente de todas las series son los Indicadores Económicos del Banco de México.

RELACIONES TEÓRICAS

En la relación del salario con el nivel inflacionario, la idea fundamental parte de la relación directa entre precios de los bienes y los costes, la cual se puede justificar utilizando diversas teorías de formación de precios. Para remarcar, utilizando teorías de *markup*, *ceteris paribus*, aumentos en el salario se verán reflejados directamente en incrementos de precios, generando presiones inflacionarias.

En lo que respecta a la política monetaria, la escuela monetarista sostiene que “la inflación es en todo momento un fenómeno monetario”, con lo cual se justifica la consideración de que el crecimiento del dinero tiene efectos sobre el cambio en el nivel de precios de la economía. Además, de la ecuación cuantitativa fundamental del dinero: $M=(1/v)*P*Y$, se puede observar que si no hay cambios en el producto (Y) ni en la velocidad de circulación del dinero (v), entonces cambios en la oferta monetaria (M) se ven reflejados proporcionalmente en cambios en los precios (P).

En el caso de una economía abierta el nivel de precios puede verse afectado por movimientos de la balanza de pagos. Sin embargo, el aspecto que interesa en el presente análisis es el que tiene que ver con el mercado de bienes y servicios comerciados. Por lo tanto, se considera que, independientemente de los canales de transmisión, los precios de los bienes comerciados incorporan un componente inflacionario al mercado interno a través de desviaciones en el tipo de cambio.

Juselius (1992), al analizar el caso de Dinamarca, propone un modelo de corrección de error donde el proceso inflacionario está determinado por desviaciones de las tres variables arriba señaladas de sus respectivos niveles de largo plazo. Esquivel y Razo (2001) retoman este enfoque y lo aplican al caso de México, donde encuentran correlaciones importantes entre tales variables y las presiones inflacionarias. Siguiendo estos puntos de vista, se construye un modelo de corrección de error, donde además de incorporar el comportamiento de los mercados laboral, de dinero y cambiario al estudio de la inflación, se suma un componente de incertidumbre inflacionaria.

ESPECIFICACIÓN EMPÍRICA DEL MODELO

El primer acercamiento que pretende capturar la relación de largo plazo entre el nivel de precios, P , los salarios nominales, W , el tipo de cambio, E , y la oferta monetaria, M , está dado por un modelo uniecuacional, con todas las variables expresadas en logaritmos,⁴ de la forma:

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 W_t + \beta_2 E_t + \beta_3 M_t + \eta_t \quad (1)$$

donde η_t es un término de perturbación estocástica no necesariamente independiente e idénticamente distribuido, pero estacionario.

Se establece que la relación de corto plazo puede ser capturada por un modelo de corrección de error, especificado de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \Delta P_t = & \rho_0 + \rho_1 \Delta P_{t-1} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta W_{t-i} + \sum_{i=1}^s \lambda_i \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^s \varphi_i \Delta M_{t-i} \\ & + (1 - \alpha)(P_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 W_{t-1} - \beta_2 E_{t-1} - \beta_3 M_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

donde ρ_0 representa la inflación autónoma, ρ_1 da un componente de persistencia del proceso inflacionario ante cambios rezagados en P ; γ_i , λ_i y φ_i , miden el impacto de cambios rezagados en W , E y M , respectivamente. El coeficiente α es la velocidad de ajuste de la inflación ante desequilibrios en la relación de largo plazo. $(1 - \alpha)\eta_{t-1}$ es el componente de corrección de error. Finalmente, ε_t es un término de perturbación estocástico, el cual sigue el proceso de heterocedasticidad condicional GARCH(p, q):

$$\sigma_{\varepsilon_t}^2 = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \delta_j \sigma_{\varepsilon_{t-j}}^2 \quad (3)$$

⁴ Se refiere al logaritmo natural.

donde si los parámetros δ_0 , δ_1 y δ_2 son estadísticamente diferentes de cero, entonces la incertidumbre inflacionaria representada por la heterocedasticidad condicional es significativa.

Finalmente, para evaluar el impacto de la incertidumbre inflacionaria se considera el siguiente modelo GARCH-M donde la ecuación de inflación es:

$$\begin{aligned} \Delta P_t = & \rho_0 + \rho_1 \Delta P_{t-1} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta W_{t-i} + \sum_{i=1}^s \lambda_i \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^s \varphi_i \Delta M_{t-i} \\ & + (1-\alpha)(P_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 W_{t-1} - \beta_2 E_{t-1} - \beta_3 M_{t-1}) + \rho_2 \sigma_{\varepsilon_t}^2 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

En este caso, ρ_2 mide el impacto de la incertidumbre inflacionaria especificada en la ecuación (3).

PROCEDIMIENTO METODOLÓGICO

Como primer paso, la verificación del orden de integración de las variables P, W, E y M, se estimó a través de las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) y de Phillips-Perron (PP). Los modelos considerados y la estructura de rezagos para tales pruebas son:

$$\Delta Z_t = \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Z_{t-i} + \xi_t$$

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Z_{t-i} + \xi_t$$

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Z_{t-i} + \xi_t$$

donde Z_t se refiere a la variable sometida a la prueba⁵. Esta estructura nos permite determinar el tipo de proceso que sigue la variable y la posible existencia de raíz unitaria⁶.

El análisis parte de la forma más general dada por la tercer ecuación, donde la tendencia y un componente “autónomo” son considerados como determinantes del comportamiento de la variable. Si habiendo aceptado la hipótesis nula individual de que α_2 es igual a cero, no es posible rechazar la hipótesis conjunta, donde α_1 y α_2 ⁷ son igual a cero, entonces se estará determinando la no influencia de la tendencia y la existencia de una raíz unitaria; en tal caso se pasa a hacer la siguiente estimación sin tendencia y se trata de valuar la significancia de una constante. En este caso se prueba para α_0 y α_2 , pasando a la otra ecuación si se muestra que α_0 es cero.

Se construyen las pruebas ADF y PP para cada variable según el tipo de componentes de la ecuación que corresponda a cada una, determinados por el proceso señalado en el párrafo anterior. Se aplican los criterios de Akaike, Schwarz y de la R^2 ajustada para determinar la estructura de rezagos más apropiada en la determinación del número de raíces unitarias existentes, con lo cual se obtiene el orden de integración para cada serie. Para determinar la existencia de cointegración es necesario considerar que las variables deben tener el mismo orden de integración, es decir, deben ser $I(p)$ de forma tal que para que exista cointegración entre ellas el error que resulte de la ecuación estimada sea $I(p-1)$.⁸

Posteriormente, se elaborará el análisis de cointegración de Engle-Granger y el de Johansen a partir de modelos autorregresivos (AR) de rezagos móviles según la minimización del criterio de Akaike, con y sin tendencia y cons-

⁵ En el caso de la prueba PP se tiene que β_1 es cero.

⁶ El número de rezagos empleados en determinación de significancia estadística de los componentes de tendencia y constante para cada serie se determinó en base al siguiente criterio:
 $p = \text{entero} \left\{ 12(T/100)^{1/4} \right\}$. Para este caso con 264 observaciones resultó ser de 15 rezagos.

⁷ Esto implica la existencia de una raíz unitaria dado que $\alpha_2 = p-1$; si $\alpha_2 = 0$ se tiene que $p=1$, lo que significa que existe una raíz unitaria en tal proceso.

⁸ Esta condición es expuesta en mayor detalle en Maddala (1992), y se aplica como criterio general en las pruebas de cointegración.

tante de regresión.⁹ Además, el resultado reportado será el que corresponde a un nivel de significancia del 5% para todos los casos.

Las relaciones de cointegración importantes para el presente análisis son entre los precios, los salarios, el tipo de cambio y la oferta monetaria, todos en términos nominales y expresados en logaritmos. Se incluye una estimación para dar una idea de cómo se comporta la inflación¹⁰ en una regresión que tiene como variables explicativas rezagos de ella misma, utilizando el criterio de minimización de Akaike como medida de mejor ajuste de la estimación tipo AR(p). Finalmente, se dará la interpretación de los resultados atendiendo fundamentalmente al interés de validar una relación de largo plazo con un enfoque uniecuacional para la tendencia del ajuste en el nivel de precios en la economía mexicana.

IV. CARACTERIZACIÓN DE LAS SERIES

En esta parte del trabajo, se hace una descripción gráfica de las series empleadas en el modelo y se presentan algunas correlaciones entre variables, las cuales pretenden dar un primer acercamiento al proceso bajo estudio. La gráfica 1 muestra la representación de las variables empleadas. Se puede apreciar que tanto el nivel de precios como el agregado monetario siguen una tendencia creciente más o menos con el mismo comportamiento. Por su parte, el tipo de cambio tiene algunos periodos de cambio estructural, debidos principalmente a las crisis de 1982, 1987 y 1994-95, en ésta última se suma el cambio en el régimen de fijación del tipo de cambio pasando de un esquema de tasa fija a una de carácter flexible.

Para el salario se observa que existe un comportamiento estacional, con un repunte cada diciembre, lo cual se justifica por el hecho de que en ese mes existe un aumento significativo en las percepciones laborales. Para el desarro-

⁹ El paquete econométrico utilizado es el E-Views.

¹⁰ Según Garcés (1999) la inflación es la única variable que se ajusta en el corto plazo para restablecer el equilibrio de largo plazo.

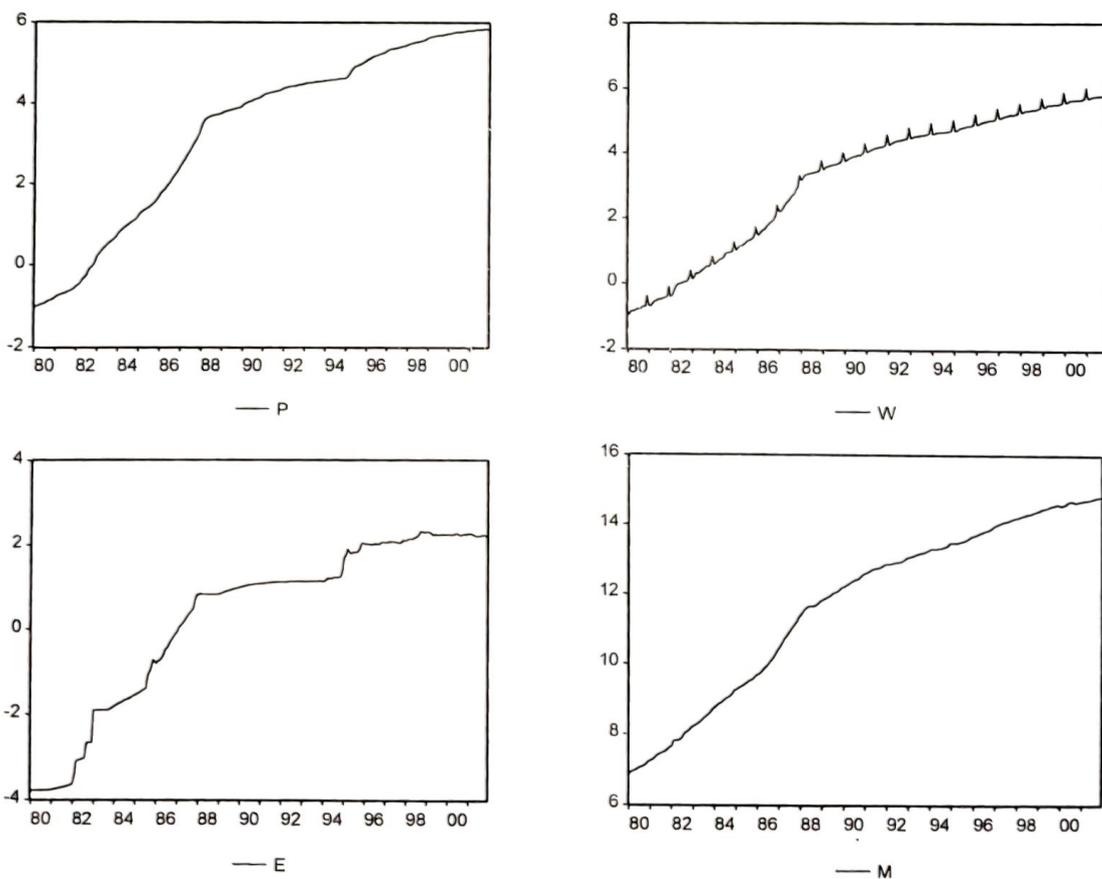
llo del presente estudio se llevó a cabo un procedimiento de ajuste estacional, de forma tal que esta serie ha sido corregida por variables *dummy*.¹¹

El primer acercamiento a la especificación del proceso inflacionario en el largo plazo está dado por la siguiente ecuación:¹²

$$P_t = \beta_0 + \beta_1 W_t + \beta_2 E_t + \beta_3 M_t + \eta_t$$

Sin embargo, esta especificación¹³ aún no es definitiva dado que no se han considerado aún los órdenes de integración de las variables.

Gráfica 1. Caracterización gráfica de las series



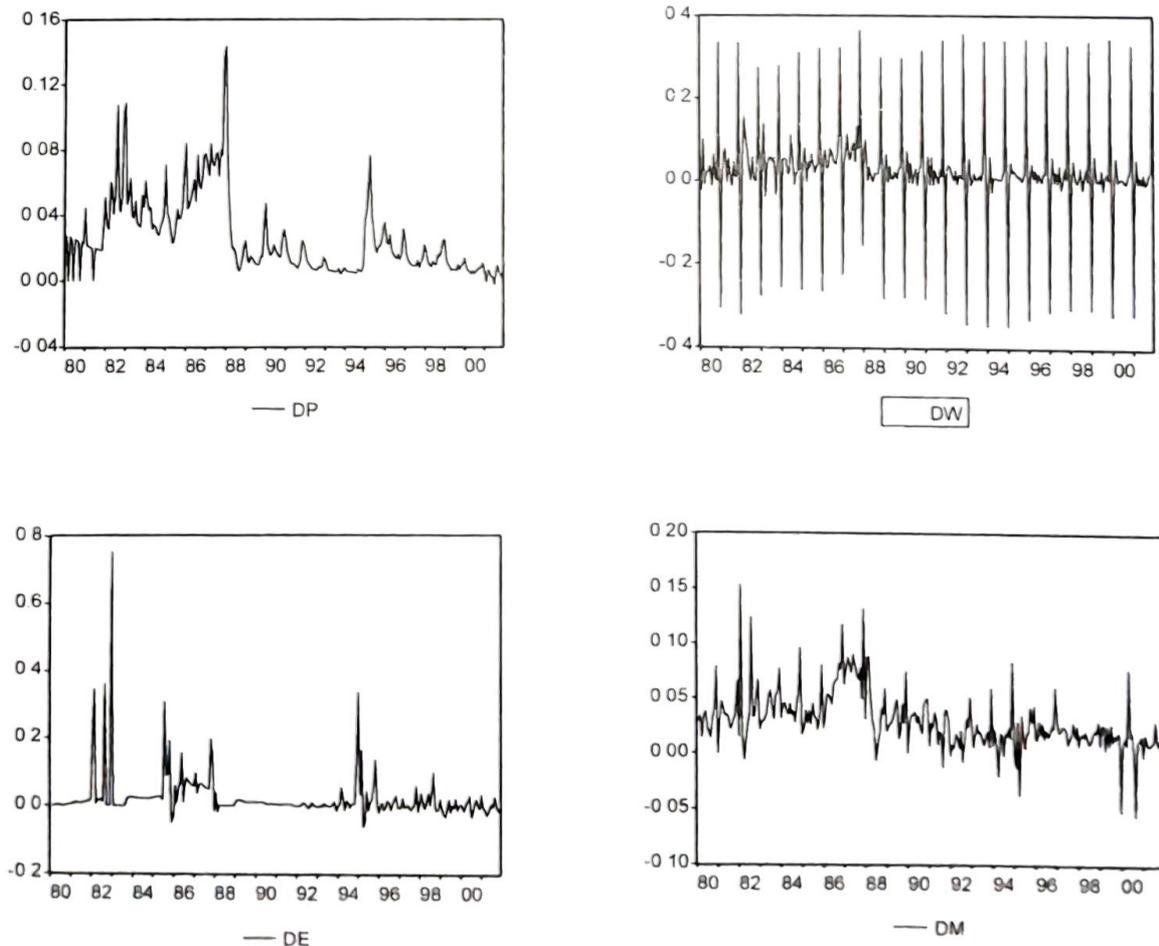
¹¹ El gráfico no se muestra en esta parte, pues no altera el análisis visual deseado.

¹² En el presente análisis se consideró índice de salarios nominales corregido por estacionalidad.

¹³ Implícitamente, se asume η_t como ruido blanco, es decir $\eta_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$; sin embargo, esto no es necesario, siendo suficiente que sea un proceso estacionario.

La gráfica 2 muestra el cambio en cada una de las variables, calculado como la primera diferencia de las mismas. Se puede caracterizar el comportamiento de la inflación en tres periodos: uno inestable durante la primer parte de los años ochenta; uno de relativa estabilidad durante finales de los ochenta y los primeros cinco años de los noventa, un cambio abrupto por la crisis de 1994-95 y un periodo de estabilidad a partir de esa fecha. Además, desde finales de los noventa hasta finales de 2001 la estabilidad del cambio de precios es muy significativa y se ha visto reforzada en el último año por los objetivos de inflación explícitos del Banco Central como política permanente.

Gráfica 2. Caracterización de la tasa de cambio de las series



Para los salarios se observa un componente estacional, el cual tiene un fuerte impacto en el mes de diciembre de cada año; con el fin de evitar que esto afecte la confianza en las estimaciones para el modelo de corrección de error, se emplea la serie desestacionalizada a la que se hizo mención en la gráfica 1.

El tipo de cambio sólo presenta algunas variaciones bruscas en 1982 y 1986-87, años en los que aún se mantenía el sistema cambiario de paridad fija. El movimiento abrupto de 1994-95 aparte de responder a la crisis, también es reflejo de la adopción del esquema de tipo de cambio flexible.

Los movimientos en la oferta monetaria son más o menos congruentes con el nivel inflacionario, pues podemos ver que para el periodo de grandes cambios en la inflación la variabilidad del dinero en la economía es alta, pero cuando comienza a estabilizarse la inflación el dinero también lo hace. Esto está de acuerdo con la relación que se espera encontrar entre estas dos variables.¹⁴

Para el caso del corto plazo se puede utilizar una ecuación que involucra cambios en el nivel de salarios, en el tipo de cambio y en la oferta monetaria especificada como sigue:

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta W_t + \beta_2 \Delta E_t + \beta_3 \Delta M_t + \eta_t$$

Esta especificación sería correcta en caso de que todas las variables fuesen integradas de orden uno; además, es posible incluir un componente de inercia inflacionaria que se podría representar con rezagos del crecimiento de los precios, y un componente de incertidumbre, medido con componentes de varianza y de error, lo cual se desarrolla en el siguiente capítulo de este trabajo.

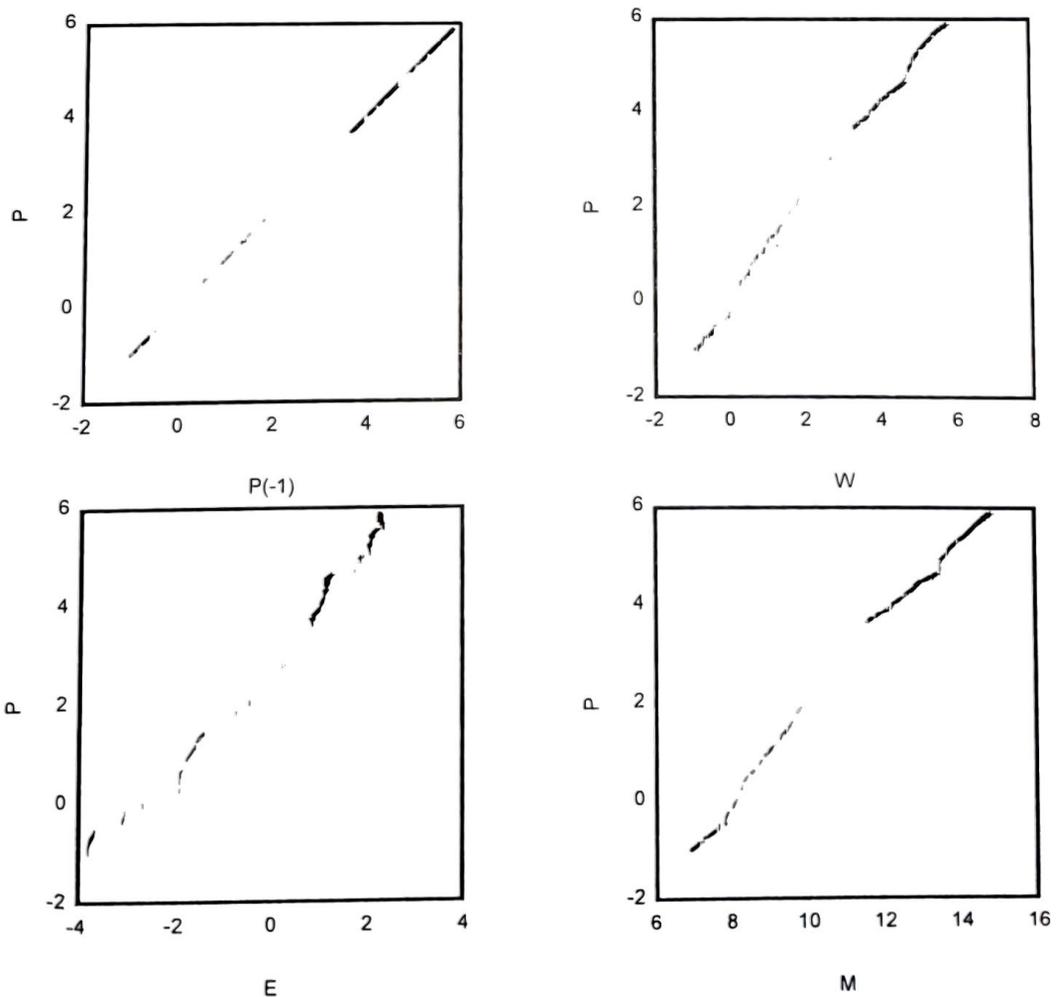
La gráfica 3 muestra la dispersión para la representación de las posibles relaciones de largo plazo de las variables W, E y M, respecto a P, expresadas en logaritmos. Se puede apreciar la existencia de relaciones de largo plazo

¹⁴ En esta gráfica se puede reconocer alguna evidencia sobre los órdenes de integración de las variables: la cual muestra que posiblemente el tipo de cambio y los salarios son estacionarios en su primera diferencia, más no así el nivel de precios y la cantidad de dinero. Esto será corroborado mediante pruebas explícitas en el capítulo siguiente.

entre cada una de las variables exógenas y P ; con lo cual se podría afirmar la posible existencia de cointegración entre las series.

Los esquemas muestran que existe una relación de largo plazo entre el nivel de precios actual y su componente inercial, lo cual da un indicio de que la inflación de ayer recoge información suficiente como para pronosticar el nivel inflacionario de hoy. Para la relación entre los salarios y P se tiene una situación parecida, aunque se puede notar que el efecto de dependencia no se da de forma contemporánea.

Gráfica 3. Representación gráfica de relaciones de largo plazo entre precios y sus determinantes



El tipo de cambio también muestra una relación con P, sin embargo, ésta se presenta de forma no tan clara y menos directa, pues se pueden apreciar algunos periodos donde pareciera que la relación se rompe, o que el efecto de E sobre P no es significativo. Cuando se puede identificar la relación de dependencia, también se observa que el nivel de P se ajusta con cierto atraso a E. Finalmente, el gráfico confirma la existencia de una relación directa entre el mercado monetario y el nivel de precios en la economía.

Los resultados gráficos obtenidos permiten señalar que el nivel de precios tiene una relación directa respecto a el nivel de salarios, al tipo de cambio y la oferta monetaria. Además, parece tener un componente de persistencia, dado por su propio rezago, que podría absorber gran parte de los efectos pasados de las otras tres variables y transmitirlos en forma directa a los precios. Esto nos da la idea de que en realidad en el largo plazo las variables tienen una estrecha relación, la cual se ajusta hoy por el comportamiento de los precios de ayer.

V. RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Los resultados de la aplicación de las pruebas de raíces unitarias de Dickey Fuller Aumentada (ADF) se muestran en el cuadro 1, donde un no (o un si) se refiere a si la variable es o no estacionaria en la columna correspondiente, con lo cual se determina el orden de integración especificado en la última columna.

Cuadro 1. Resultados de la Prueba de Raíces Unitarias de Dickey-Fuller Aumentada

VARIABLES	Niveles	Primeras Diferencias	Segundas Diferencias	Orden de Integración
Precios (P)	no	no	si	I(2)
Salarios (W)	no	no	si	I(2)
Tipo de cambio (E)	no	si		I(1)
Oferta monetaria (M)	no	no	si	I(2)

Nota: en lo que respecta a los precios y los salarios las pruebas de raíces unitarias de Phillips-Perron dan evidencia de que tales variables son I(1); sin embargo, el análisis gráfico sugiere que tales series son estacionarias sólo en su segunda diferencia.

Dados los ordenes de integración determinados, la ecuación de cointegración incluirá el nivel de tipo de cambio (E) y la primera diferencia de las variables precios, salarios y cantidad de dinero. Entonces, el modelo que utilizaremos es:¹⁵

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta W_t + \beta_2 E_t + \beta_3 \Delta M_t + \varepsilon_t$$

sobre el cual se realizan las pruebas de cointegración de Engle-Granger.¹⁶

PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE ENGLE-GRANGER

El procedimiento es:

- i) Estimar la regresión

$$\Delta P_t = \beta_1 \Delta W_t + \beta_2 E_t + \beta_3 \Delta M_t + \varepsilon_t$$

y obtener los residuales μ_t estimados.

- ii) Efectuar la prueba de raíz unitaria en el modelo sin tendencia¹⁷

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = \rho \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu + w_t$$

$$H_0: \mu_t \sim I(1) \quad \text{ó} \quad H_0: \text{no cointegración}$$

$$H_1: \mu_t \sim I(0)$$

Tabla 1. Prueba de Engle-Granger

Prueba Estadística ADF	-5.230021	1% Valor Crítico *	-4.715
		5% Valor Crítico	-4.141
		10% Valor Crítico	-3.843

*Valores críticos de MacKinnon para prueba de cointegration.

¹⁵ El paquete econométrico utilizado es E-Views.

¹⁶ También se realizó la prueba de Johansen, encontrándose evidencia de cointegración. Sin embargo, en este estudio se considera un modelo de corrección de error univariado puesto que nuestro interés es incluir a la volatilidad inflacionaria como determinante de la dinámica de la inflación, lo cual sería impráctico, sino imposible, en un modelo multivariado.

¹⁷ La estructura de rezagos fue determinada siguiendo el criterio de Newey y West sugerida por el programa E-views $p = \text{entero} \left\{ 4(T/100)^{2/9} \right\}$.

Como la tabla anterior muestra, se rechaza H_0 , por lo tanto, se concluye que existe cointegración entre la tasa de inflación (ΔP), los cambios en los niveles salariales (ΔW) y de oferta monetaria (ΔM) y el nivel del tipo de cambio (E).

Los resultados de estimación de la ecuación (i) son:

$$\Delta P_t = \underset{0.0124}{0.129} \Delta W_t - \underset{0.0006}{0.0012} E_t + \underset{0.0289}{0.6569} \Delta M_t + \varepsilon_t$$

Con todos los coeficientes β_i significativos, tanto en forma individual como en la prueba conjunta.

MODELO DE CORRECCIÓN DE ERROR

Como se ha visto que las series ΔP , ΔW , E y ΔM están cointegradas, se concluye que existe una relación de equilibrio de largo plazo entre las mismas; sin embargo, en el corto plazo pueden presentarse desequilibrios. Así, el término de perturbación estocástica puede considerarse como el “error de equilibrio”, y se puede utilizar para caracterizar el comportamiento de corto plazo de la inflación respecto a sus desviaciones del valor de equilibrio de largo plazo.

El modelo de corrección de error que se deriva de la relación de largo plazo formulada en (i) es:

$$\begin{aligned} \Delta^2 P_t = & \rho_0 + \rho_1 \Delta^2 P_{t-1} + \sum_{i=1}^s \gamma_i \Delta^2 W_{t-i} + \sum_{i=1}^s \lambda_i \Delta E_{t-i} + \sum_{i=1}^s \varphi_i \Delta^2 M_{t-i} \\ & + (1 - \alpha) (\Delta P_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 \Delta W_{t-1} - \beta_2 E_{t-1} - \beta_3 \Delta M_{t-1}) + \rho_2 \sigma_{\varepsilon_t}^2 + \varepsilon_t \end{aligned}$$

A diferencia de los modelos usuales de corrección de error, en este trabajo se postulará que el término de error sigue un proceso GARCH(p,q), el cual pretende medir la incertidumbre inflacionaria. De esta forma la dinámica de corto plazo se puede formular como un modelo GARCH(p,q)-M, donde la varianza

R²= 0.5892

Akaike= -6.5973

D.W.= 1.1777

F stat= 9.7122

Modelo AR(12)¹⁸

$$\begin{aligned} \Delta^2 P_t = & -\underset{0.0007}{0.0002} - \underset{0.0631}{0.126} \Delta^2 P_{t-1} - \underset{0.0631}{0.2717} \Delta^2 P_{t-2} - \underset{0.065}{0.1247} \Delta^2 P_{t-3} - \underset{0.0647}{0.1069} \Delta^2 P_{t-4} - \underset{0.0649}{0.0559} \Delta^2 P_{t-5} \\ & - \underset{0.0648}{0.1448} \Delta^2 P_{t-6} - \underset{0.0648}{0.0823} \Delta^2 P_{t-7} - \underset{0.0644}{0.0056} \Delta^2 P_{t-8} - \underset{0.064}{0.1079} \Delta^2 P_{t-9} - \underset{0.0637}{0.0941} \Delta^2 P_{t-10} \\ & + \underset{0.0616}{0.036} \Delta^2 P_{t-11} + \underset{0.0601}{0.2163} \Delta^2 P_{t-12} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

R²= 0.209

Akaike= -5.994

D.W.= 2.0022

F stat= 5.2174

Por otro lado, el modelo de tipo AR deja en claro que los cambios en la inflación de los rezagos dos, seis y doce agregan casi la totalidad de información necesaria para la determinación de cambios en los precios actuales; pero, además, se reconoce la existencia de un nivel inflacionario “autónomo”, que es significativo en la fijación de precios. El signo negativo del periodo anterior puede indicar que la dirección de los movimientos en el nivel de inflación con que se termina el periodo inmediato anterior se toma como punto de referencia para adoptar medidas de estabilidad inflacionaria para el siguiente periodo.

El cuadro 3 presenta las estimaciones GARCH(p,q)-M¹⁹ incluyendo a la varianza condicional tanto en el modelo de corrección de error como en el modelo AR(p).

En este caso, el cambio en ΔW parece tener un efecto mayor a lo largo del tiempo que las demás variables sobre los movimientos en la inflación actual; sin embargo, el componente más significativo sigue siendo el correspondiente al término de corrección de error, tanto por su nivel de significancia como por su participación en la explicación de $\Delta^2 P$. Éste último elemento, vuelve a sugerir que el ajuste de ΔP sigue la misma dirección que la desviación su nivel de largo plazo.

¹⁸ Se considera la segunda diferencia para que el modelo AR(p) sea estacionario.

¹⁹ Para los modelos GARCH(p,q)-M el criterio de selección de mejor ajuste se basa en la maximización de la razón de verosimilitud.

Con un componente de incertidumbre inflacionaria de la siguiente forma:

$$\sigma_{\varepsilon_t}^2 = 7.44E-06 + 0.1986\varepsilon_{t-1}^2 + 0.0718\varepsilon_{t-2}^2 + 0.0041\varepsilon_{t-3}^2 - 0.031\varepsilon_{t-4}^2 - 0.0003\varepsilon_{t-5}^2 + 0.0489\varepsilon_{t-6}^2$$

$$+ 0.302\sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2 + 0.0015\sigma_{\varepsilon_{t-2}}^2 + 0.0091\sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2 + 0.0323\sigma_{\varepsilon_{t-4}}^2$$

R²= 0.4718

R.V.= 926.1515

D.W.= 0.9974

F stat= 5.1972

Modelo AR(12). GARCH(1,1)-M

$$\Delta^2 P_t = -0.0006 - 0.0148\Delta^2 P_{t-1} - 0.2095\Delta^2 P_{t-2} - 0.2122\Delta^2 P_{t-3} - 0.2561\Delta^2 P_{t-4} - 0.0644\Delta^2 P_{t-5}$$

$$- 0.2143\Delta^2 P_{t-6} - 0.1297\Delta^2 P_{t-7} - 0.1772\Delta^2 P_{t-8} - 0.0982\Delta^2 P_{t-9} - 0.0733\Delta^2 P_{t-10} + 0.0097\Delta^2 P_{t-11}$$

$$+ 0.2865\Delta^2 P_{t-12} - 1.6186\sigma_{\varepsilon_t}^2 + \varepsilon_t$$

Con un componente de incertidumbre inflacionaria de la siguiente forma:

$$\sigma_{\varepsilon_t}^2 = 2.20E-06 + 2.401\varepsilon_{t-1}^2 + 0.159\sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2$$

R²= 0.1310

R.V.= 855.4712

D.W.= 2.1141

F stat= 2.196

El cuadro 4 muestra las estimaciones del tipo GARCH(p,q)-M con rezagos de cambios en la inflación como componentes explicativos adicionales de la varianza condicional.

En este caso, es claro que el cambio en la tasa de crecimiento del dinero tiene efectos importantes no contemporáneos y actuales sobre la inflación, pero los movimientos en ΔW tienen mayor incidencia a lo largo del tiempo que los aportados por $\Delta^2 E$ y $\Delta^2 M$. Sin embargo, en esta construcción los cambios en el indicador del mercado laboral, cambiario y monetario afectan de diferente forma y dirección al componente de cambio inflacionario con que son contemporáneos.

También encontramos que la medida de inercia inflacionaria sigue siendo uno de los componentes más importantes en la determinación del desplaza-

miento de ΔP , para ambos modelos. Más aún, el sentido del comportamiento de la incertidumbre inflacionaria no varía; y sólo se diferencia en los modelos por la importancia de sus componentes.

En el modelo de corrección de error la parte significativa del componente de incertidumbre básicamente son cambios de la inflación en los dos meses inmediatos anteriores, mientras que en el modelo AR también son relevantes los primeros elementos ARCH y GARCH más la información que contienen los índices inflacionarios de los dos meses anteriores. Por tanto, ambos resultados sugieren que la incertidumbre asociada a los cambios en la tasa de inflación se relaciona positivamente con las aceleraciones en la inflación inmediatamente anteriores.

En resumen, en este estudio se ha demostrado la existencia de una relación de largo plazo entre la tasa de inflación, la tasa de inflación salarial y la tasa de crecimiento del dinero, y el nivel del tipo de cambio. La construcción de un modelo de corrección de error nos ha permitido ver la importancia de los desequilibrios en los mercados laboral, cambiario y monetario (actuales y pasados) para inferir la dirección que seguirá la inflación. Aunado a esto, ha sido posible visualizar que un modelo AR(12) también es una buena herramienta de análisis del proceso inflacionario.

Cuadro 4. Estimaciones GARCH(p,q)-M con $\Delta^2 P_{t-i}$

Modelo de Corrección de Error. GARCH(6,4)-M con $\Delta^2 P(-7)$

$$\begin{aligned} \Delta^2 P_t = & \underset{0.0007}{0.0057} - \underset{0.0628}{0.3762} \Delta^2 P_{t-1} + \underset{0.0154}{0.0062} \Delta^2 W_t + \underset{0.0079}{0.0112} \Delta E_t + \underset{0.0282}{0.289} \Delta^2 M_t + \underset{0.0428}{0.5964} \varepsilon_{t-1} - \underset{0.0236}{0.0742} \Delta^2 W_{t-1} \\ & + \underset{0.0084}{0.0045} \Delta E_{t-1} + \underset{0.0322}{0.2668} \Delta^2 M_{t-1} - \underset{0.0251}{0.0992} \Delta^2 W_{t-2} + \underset{0.0092}{0.0083} \Delta E_{t-2} + \underset{0.0393}{0.2181} \Delta^2 M_{t-2} - \underset{0.0243}{0.1132} \Delta^2 W_{t-3} \\ & - \underset{0.0118}{0.0086} \Delta E_{t-3} + \underset{0.0438}{0.1878} \Delta^2 M_{t-3} - \underset{0.0245}{0.1173} \Delta^2 W_{t-4} - \underset{0.0093}{0.0256} \Delta E_{t-4} + \underset{0.0373}{0.191} \Delta^2 M_{t-4} - \underset{0.0244}{0.1199} \Delta^2 W_{t-5} \\ & - \underset{0.0094}{0.0196} \Delta E_{t-5} + \underset{0.0394}{0.1294} \Delta^2 M_{t-5} - \underset{0.0235}{0.1121} \Delta^2 W_{t-6} - \underset{0.0056}{0.0102} \Delta E_{t-6} + \underset{0.0414}{0.1062} \Delta^2 M_{t-6} - \underset{0.0237}{0.1129} \Delta^2 W_{t-7} \\ & - \underset{0.005}{0.0061} \Delta E_{t-7} + \underset{0.0403}{0.0511} \Delta^2 M_{t-7} - \underset{0.0229}{0.1142} \Delta^2 W_{t-8} - \underset{0.0051}{0.0158} \Delta E_{t-8} + \underset{0.0369}{0.0169} \Delta^2 M_{t-8} - \underset{0.0233}{0.1168} \Delta^2 W_{t-9} \\ & - \underset{0.0092}{0.0066} \Delta E_{t-9} - \underset{0.0312}{0.0297} \Delta^2 M_{t-9} - \underset{0.0218}{0.1143} \Delta^2 W_{t-10} - \underset{0.007}{0.0023} \Delta E_{t-10} - \underset{0.0341}{0.0007} \Delta^2 M_{t-10} - \underset{0.0214}{0.1042} \Delta^2 W_{t-11} \\ & - \underset{0.0065}{0.015} \Delta E_{t-11} + \underset{0.0313}{0.0119} \Delta^2 M_{t-11} - \underset{0.0137}{0.0506} \Delta^2 W_{t-11} - \underset{0.0076}{0.0084} \Delta E_{t-11} - \underset{0.022}{0.0177} \Delta^2 M_{t-11} - \underset{20.4272}{98.4444} \sigma_{\varepsilon_t}^2 + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Con un componente de incertidumbre inflacionaria de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} \sigma_{\varepsilon_t}^2 = & 9.05E-06 + 0.0882\varepsilon_{t-1}^2 + 0.0295\varepsilon_{t-2}^2 + 0.0257\varepsilon_{t-3}^2 + 0.0409\varepsilon_{t-4}^2 + 0.0376\varepsilon_{t-5}^2 + 0.0221\varepsilon_{t-6}^2 \\ & + 0.3005\sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2 + 0.029\sigma_{\varepsilon_{t-2}}^2 + 0.033\sigma_{\varepsilon_{t-3}}^2 + 0.0286\sigma_{\varepsilon_{t-4}}^2 + 0.0006\Delta^2P_{t-1} + 0.0017\Delta^2P_{t-2} \\ & + 0.0007\Delta^2P_{t-3} + 0.0004\Delta^2P_{t-4} + 4.77E-05\Delta^2P_{t-5} + 0.0005\Delta^2P_{t-6} + 8.46E-07\Delta^2P_{t-7} \end{aligned}$$

R²= 0.6722

R. V.= 968.6643

D. W.= 1.1337

F stat= 6.4588

Modelo AR(12). GARCH(1,1)-M con Δ²P(-3)

$$\begin{aligned} \Delta^2P_t = & 0.0015 - 0.0167\Delta^2P_{t-1} - 0.0672\Delta^2P_{t-2} + 0.0254\Delta^2P_{t-3} + 0.028\Delta^2P_{t-4} + 0.0737\Delta^2P_{t-5} \\ & - 0.0668\Delta^2P_{t-6} - 0.022\Delta^2P_{t-7} + 0.0181\Delta^2P_{t-8} - 0.0338\Delta^2P_{t-9} - 0.0321\Delta^2P_{t-10} + 0.033\Delta^2P_{t-11} \\ & + 0.2312\Delta^2P_{t-12} - 32.5141\sigma_{\varepsilon_t}^2 + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Con un componente de incertidumbre inflacionaria de la siguiente forma:

$$\sigma_{\varepsilon_t}^2 = 5.45E-06 + 0.1918\varepsilon_{t-1}^2 + 0.7461\sigma_{\varepsilon_{t-1}}^2 + 0.0026\Delta^2P_{t-1} + 0.0009\Delta^2P_{t-2} + 0.001\Delta^2P_{t-3}$$

R²= 0.2051

R. V.= 863.3274

D. W.= 1.7781

F stat= 3.1243

Adicionalmente, el trabajo demuestra que en la dinámica de corto plazo de la inflación existen componentes significativos de incertidumbre e inercia inflacionaria que son ampliamente importantes en la construcción de un modelo de comportamiento de la inflación en México.

VI. CONCLUSIONES

Con la aplicación de las pruebas de raíces unitarias se concluyó que tanto los precios como los salarios y la oferta monetaria son I(2); mientras que el tipo de cambio resultó I(1). Esta conclusión da paso al uso de una ecuación de cointegración que incluye el nivel del tipo de cambio y la primera diferencia

de los precios, salarios y de la cantidad de dinero. Los resultados permiten concluir a favor de la existencia de cointegración entre las variables descritas anteriormente, dada la aplicación de la prueba de Engle-Granger.

Por su parte, las estimaciones obtenidas en los modelos de corrección de error y el AR son bastante claras y permiten apreciar la determinación del proceso inflacionario con base en desviaciones del nivel de largo plazo en los mercados laboral, cambiario y de dinero. En los modelos presentados, se observa que el cambio en el salario parece tener un efecto mayor en el corto plazo sobre el comportamiento de la inflación. Sin embargo, el indicador de la corrección de error resulta ser el elemento más significativo para caracterizar el ajuste inflacionario a lo largo del tiempo.

En este sentido, se encuentra que desviaciones al alza (baja) del equilibrio de largo plazo aumentan (reducen) el nivel inflacionario actual. Dentro de este análisis también se pudo visualizar la posible existencia de dos relaciones de cointegración, que dan la relación de largo plazo, lo cual puede implicar que alguna otra variable se ajusta en el mismo proceso y que tal vez no debería considerarse sólo como exógena; pero, por el momento, esta idea se deja para un trabajo futuro.

El análisis también permitió determinar la existencia de un componente de incertidumbre inflacionaria que afecta la dinámica de ajuste de precios, de forma tal que aceleraciones inflacionarias actuales implican mayor incertidumbre futura. Además, se observa que la mayor incertidumbre actual se relaciona negativamente con cambios actuales en la tasa de inflación, siguiendo cierto comportamiento estabilizador por parte de las autoridades monetarias centrales.

Por otra parte, no fue posible reconocer un componente autónomo en las estimaciones más significativas, sin embargo, al realizar algunas pruebas alternativas, se encuentra que para ciertos niveles rezagados de las variables si existe esa parte “autónoma” de la inflación. Finalmente, es claro que las decisiones de política económica encaminadas a la estabilidad de precios deben considerar la determinación de los demás precios de la economía, y las condiciones en que cada mercado particular funciona.

BIBLIOGRAFÍA

- Durevall, Dick and Njuguna S. Ndung'u (1999), "A Dynamic Model of Inflation for Kenya, 1974-1996," FMI, Research Department, July.
- Esquivel, Gerardo y Raúl Razo García (2001), "Fuentes de la Inflación en México, 1989-2000: Un Análisis Multicausal de Corrección de Errores", Realización conjunta de *El Colegio de México y Banco de México*, noviembre.
- Galindo, Luis Miguel y Ma. Elena Cardero (1997), "Un Modelo Econométrico de Vectores Autorregresivos y Cointegración de la Economía Mexicana, 1980-1996", *Economía Mexicana*, vol. VI, núm. 2, segundo semestre.
- Garcés Díaz, Daniel G (1999), "Determinación del Nivel de Precios y la Dinámica Inflacionaria en México", Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, documento de investigación No. 9907, diciembre.
- Greene, William H. (1999), *Análisis Económico*, Prentice Hall, tercera edición, cap. 18.
- Grier, Kevin B. and Mark J. Perry (1996), "Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Dispersion: Evidence from Bivariate GARCH-M Models," *Journal of Monetary Economics* 38.
- Grier, Kevin B. and Robin M. Grier (1998a), "Inflation, Uncertainty, and Economic Growth," *Division de Economía, CIDE*, November.
- Grier, Kevin B. y Robin M. Grier (1998b), "Inflación e Incertidumbre Inflacionaria en México, 1960-1997", *El Trimestre Económico*.
- Jarque, Carlos M. y Luis Téllez K (1993), *El Combate a la Inflación*, Editorial Grijalbo.
- Johnston, Jack and John Dinardo (1997), *Econometric Methods*, McGraw Hill, fourth edition, cap. 6.
- Juselius, Katarina (1992), "Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark," *Journal of Policy Modeling*, 14(4): 401-428.
- Kuijs, Luis (1998), "Determinants of Inflation, Exchange Rate, and Output in Nigeria," FMI, African Department, November.

- Pérez-López Elguezabal, Alejandro (1996), “Un Estudio Econométrico sobre la Inflación en México”, Banco de México, Dirección General de Investigación Económica, documento de investigación No. 9604, julio.
- Pindyck, Robert S. y Daniel L. Rubinfeld (1998), *Econometría. Modelos y Pronósticos*, McGraw Hill, cuarta edición, pp. 298-306.
- Romer, David (1996), *Advanced Macroeconomics*, E.E.U.U., McGraw Hill, cap. 9.
- Schwartz, Moisés y Alejandro Pérez López (2000), “Crecimiento Económico e Inflación: el Caso de México”, *Economía Mexicana*, vol. IX, núm. 2, segundo semestre.

ANEXO 1. DETERMINACIÓN DEL ORDEN DE INTEGRACIÓN

Pruebas para P

Ho: existen tres raíces unitarias

Prueba Estadística ADF	-4.95854766	1% Valor Crítico *	-3.45806395
		5% Valor Crítico	-2.87318565
		10% Valor Crítico	-2.57292373
* Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			

Dado que no se puede aceptar Ho, entonces se pasa a la siguiente prueba.

Ho: existen dos raíces unitarias

Prueba Estadística ADF	-2.22553819	1% Valor Crítico *	-3.45806395
		5% Valor Crítico	-2.87318565
		10% Valor Crítico	-2.57292373
* Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			

No se puede rechazar Ho, entonces se concluye que los precios son I(2), con 12 rezagos y constante.

Pruebas para W

Ho: existen tres raíces unitarias

Prueba Estadística ADF	-8.5852655	1% Valor Crítico *	-2.57383337
		5% Valor Crítico	-1.94089833
		10% Valor Crítico	-1.6163269
* Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			

Dado que no se puede aceptar Ho, se pasa a la siguiente prueba.

Ho: existen dos raíces unitarias

Prueba Estadística ADF	-0.78511255	1% Valor Crítico *	-2.57376808
		5% Valor Crítico	-1.9408856
		10% Valor Crítico	-1.61632111

* Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.

No se puede rechazar Ho, entonces la variable W es I(2) con 11 rezagos, sin tendencia ni constante. Esta prueba es sobre la variable corregida por estacionalidad.

Pruebas para E

Ho: existen tres raíces unitarias

Prueba Estadística ADF	-10.982662	1% Valor Crítico *	-3.99715274
		5% Valor Crítico	-3.42864945
		10% Valor Crítico	-3.16701408

* Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.

Dado que no se puede aceptar Ho, se pasa a la siguiente prueba.

Ho: existen dos raíces unitarias

Prueba Estadística ADF	-10.0975856	1% Valor Crítico *	-3.45701401
		5% Valor Crítico	-2.87271303
		10% Valor Crítico	-2.57267539

* Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.

Dado que no se puede aceptar que existen dos raíces unitarias, se pasa a la siguiente prueba.

Ho: existe una raíz unitaria

Prueba Estadística ADF	-1.09411771	1% Valor Crítico *	-3.99702015
		5% Valor Crítico	-3.42858594
		10% Valor Crítico	-3.16686166
* Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			

Dado que no se puede rechazar H_0 , entonces el tipo de cambio es $I(1)$ con seis rezagos, tendencia y constante.

Pruebas para M

H_0 : existen tres raíces unitarias

Prueba Estadística ADF	-11.3309249	1% Valor Crítico *	-2.5736094
		5% Valor Crítico	-1.94085463
		10% Valor Crítico	-1.61630702
* Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			

Dado que no se puede aceptar H_0 , se pasa a la siguiente prueba.

H_0 : existen dos raíces unitarias

Prueba Estadística ADF	-1.32352186	1% Valor Crítico *	-2.5736094
		5% Valor Crítico	-1.94085463
		10% Valor Crítico	-1.61630702
* Valores Críticos de MacKinnon para rechazo de la hipótesis de una raíz unitaria.			

Dado que no se puede rechazar H_0 , entonces el agregado monetario es $I(2)$ con seis rezagos, sin tendencia y sin constante.

ANEXO 2.

PRUEBAS DE CAUSALIDAD EN EL SENTIDO DE GRANGER

Estas pruebas se realizan para dar una posible explicación a los resultados obtenidos en la prueba de cointegración de Johansen, en la cual se encontraron al menos tres relaciones de cointegración.

Con esta prueba se trata de determinar si estadísticamente es posible detectar direcciones de causalidad diferentes a las planteadas en el desarrollo del presente estudio. Se emplean 12 rezagos dado que la periodicidad de los datos es mensual. Los resultados son:

Hipótesis Nula:	Obs	Estadístico F	Probabilidad
DDW no causa en el sentido de Granger a DDP	250	3.36528521	0.00015637
DDP no causa en el sentido de Granger a DDW		8.45067065	3.64E-13

Aquí no es posible aceptar la hipótesis nula en ninguno de los dos casos; por lo tanto, se tiene retroalimentación entre Δ^2P e Δ^2W .

Hipótesis Nula:	Obs	Estadístico F	Probabilidad
DE no causa en el sentido de Granger a DDP	250	4.85654851	4.21E-07
DDP no causa en el sentido de Granger a DE		5.17664442	4.98513277

Para Δ^2P y ΔE se observa una relación de dependencia de ΔE respecto a Δ^2P ; pero no es posible aceptar H_0 en el segundo caso, así Δ^2P no causa en el sentido de Granger a ΔE .

Hipótesis Nula:	Obs	Estadístico F	Probabilidad
DDM no causa en el sentido de Granger a DDP	250	3.51039233	8.85E-05
DDP no causa en el sentido de Granger a DDM		2.32836356	2.3103897

De igual forma, no es posible aceptar H_0 para causalidad en el sentido de Granger de Δ^2P sobre Δ^2M , pero sí en sentido inverso.

Hipótesis Nula:	Obs	Estadístico F	Probabilidad
DE no causa en el sentido de Granger a DDW	250	2.53591902	0.00372231
DDW no causa en el sentido de Granger a DE		1.03104192	0.42116175

En la relación entre Δ^2W e ΔE , sólo es posible reconocer que éste último causa en el sentido de Granger a Δ^2W .

Hipótesis Nula:	Obs	Estadístico F	Probabilidad
DDM no causa en el sentido de Granger a DDW	250	6.3599486	1.10E-09
DDW no causa en el sentido de Granger a DDM		5.03714393	4.91596596

Respecto a Δ^2W y Δ^2M existe una relación de causalidad en el sentido de Granger de que sólo la segunda tienen efecto sobre Δ^2W . En la otra dirección no es posible rechazar H_0 .

Hipótesis Nula:	Obs	Estadístico F	Probabilidad
DDM no causa en el sentido de Granger a DE	250	5.08737323	1.68E-07
DE no causa en el sentido de Granger a DDM		2.29555275	2.29555275

En este caso, sólo es posible considerar que Δ^2M determina a ΔE , pero no se cumple en el sentido contrario.

Dados estos resultados, se observa que existe relación en ambas direcciones entre el cambio en la inflación de precios y en la inflación salarial.