UN ESTUDIO ECONOMETRICO SOBRE LA INFLACION EN MEXICO

ALEJANDRO PÉREZ-LÓPEZ ELGUEZABAL

JULIO 1996

DOCUMENTO DE INVESTIGACIÓN No. 9604

RESUMEN

Se presenta un modelo teórico de una economía abierta con dos sectores del cual se derivan dos modelos acerca de la determinación de la tasa de inflación. En el modelo A, la tasa de inflación es un promedio ponderado de la tasa de variación en los salarios y de la tasa de variación equivalente en moneda nacional de los precios externos cuya dinámica está principalmente determinada por el tipo de cambio. En el modelo B, la tasa de inflación es igual a la tasa de variación del tipo de cambio y de los precios externos. Se presentan estimaciones en ambos modelos, de los cuales además se utilizan la tasa de inflación de México. El modelo A es superior al modelo B desde el punto de vista econométrico.

UN ESTUDIO ECONOMETRICO SOBRE LA INFLACION EN MEXICO

1. INTRODUCCION

Empíricamente tasas altas de inflación han estado asociadas con tasas altas de depreciación cambiaria. Por lo tanto, una primera hipótesis para explicar la tasa de inflación en México es simplemente que la tasa de inflación es igual a la tasa de depreciación del tipo de cambio.

La gráfica 1 presenta la tasa de inflación (DLP) medida como la variación porcentual del índice de precios al consumidor con respecto al mismo trimestre del año anterior, así como la tasa de inflación externa en pesos (DLEP), medida como la variación porcentual del tipo de cambio multiplicado por los precios al consumidor de Estados Unidos con respecto al mismo trimestre del año anterior. La correlación entre ambas series es .78 lo cual sugiere y apoya la primera hipótesis.

Sin embargo, pueden haber otras variables que ayuden a explicar el proceso inflacionario y a pronosticar la tasa de inflación. La gráfica 1 también presenta la variación porcentual de los salarios con respecto al mismo trimestre del año anterior (DLW). Se puede apreciar de dicha gráfica que la tasa de inflación casi siempre se encuentra entre la tasa de variación en salarios y la tasa de variación del equivalente en pesos de los precios externos. (Para facilitar la exposición, en el resto del documento cuando se hable de precios externos se deberá entender el equivalente en moneda nacional de los precios externos.) Por ejemplo, de 1989 a principios de 1994 la tasa de variación en salarios fue mayor a la inflación, pero la tasa de variación en precios externos fue menor a la inflación. Asimismo, a partir de finales de 1994 la tasa de variación en precios externos ha sido mayor a la inflación, pero la tasa de variación en salarios ha sido menor a la inflación. Por lo tanto, una segunda hipótesis para explicar la inflación en México es que la tasa de inflación es un promedio ponderado de la tasa de variación en salarios y de la tasa de variación en precios externos. La gráfica 1 sugiere y apoya esta segunda hipótesis.

El objetivo de este documento es fundamentar en la teoría económica las dos hipótesis anteriores, así como llevar a cabo estimaciones y pruebas econométricas de ambas hipótesis con la finalidad de tener un marco de referencia para simular la tasa de inflación de México.

Bajo ambas hipótesis, la variación en el tipo de cambio nominal es un factor muy importante en la determinación de la tasa de inflación. Por tanto, si el Banco Central tiene un objetivo de inflación, de lo anterior se deriva que éste deberá tomar en cuenta el desempeño del tipo de cambio en el diseño de su política monetaria. En este sentido, es de particular importancia para las autoridades monetarias conocer, cuando menos de manera aproximada, la manera en que movimientos cambiarios afectan la inflación futura. Así, con base en esa guía, entre otros factores, el Banco Central puede ajustar su postura de política monetaria con el propósito de minimizar cualquier desviación del objetivo inflacionario que movimientos en el tipo de cambio podrían producir. Los resultados de los ejercicios de estimación que se presentan en este documento precisamente reportan la relación que han guardado los movimientos contemporáneos del tipo de cambio con la inflación en períodos subsecuentes. Un resultado interesante que se obtiene de la investigación, es que la citada relación puede ser estable.

El documento se organiza de la siguiente manera: la sección 2 presenta un modelo teórico de una economía abierta de dos sectores, uno comerciable y el otro no comerciable. Variando la condición de equilibrio en el mercado de trabajo, se generaron dos versiones diferentes de la determinación de la tasa de inflación. En lo que llamaremos el modelo A, la tasa de inflación resulta un promedio ponderado de la tasa de variación en salarios y de la tasa de variación del equivalente en moneda nacional de los precios externos (es decir, de la inflación externa multiplicada por el tipo de cambio). En el modelo B la tasa de inflación es igual a la tasa de variación del equivalente en pesos de los precios externos. En la sección 3 se definen las variables empíricamente. En la sección 4 se presentan estimaciones en variaciones porcentuales anuales definidas éstas de maneras diferentes. En la sección 5 se estiman regresiones de variaciones porcentuales consecutivas, es decir, variaciones con respecto al trimestre anterior y con respecto al mes anterior. Para evitar el problema de multicolinearidad, se utilizaron regresiones con rezagos polinomiales. También se efectuaron simulaciones de la inflación en México con base en los resultados de los modelos. Los coeficientes de las diversas regresiones se comparan en la sección 6. Finalmente, en la sección 7 se presentan las conclusiones.

Gráfica 1.

Tasa de Crecimiento de los Precios al Consumidor,
de los Precios Externos en Pesos y de los Salarios.

(variaciones porcentuales respecto al mismo trimestre del año anterior)

2. MARCO TEORICO

A continuación se presenta un modelo del sector real para explicar la tasa de inflación. En este contexto, la inflación se puede generar de dos maneras: vía aumentos en el tipo de cambio nominal y vía aumentos en el salario nominal.

Para simplificar la presentación, el sector monetario se asume implícito. Se supone que se cumple ya sea el enfoque monetario de la balanza de pagos cuando el régimen cambiario ha sido fijo (por lo que cualquier exceso de oferta de dinero se refleja en variaciones de las reservas internacionales, sin tener impacto inflacionario a menos que el régimen colapse) o el enfoque monetario de la determinación del tipo de cambio, mediante el cual un exceso de oferta o de demanda de dinero se refleja en el tipo de cambio y, en general, en las otras variables nominales de la economía, entre las que se encuentran los salarios nominales.

El marco teórico presenta una economía abierta de dos sectores, uno comerciable y otro no comerciable. De acuerdo a la especificación de la condición de equilibrio del mercado de trabajo, se pueden generar dos modelos diferentes acerca de la determinación del nivel de precios. En el primer modelo el nivel de precios depende del salario y de los precios externos expresados en pesos, y en el segundo modelo el nivel de precios depende únicamente de los precios externos en pesos.

2.1 CONSUMIDORES

La función utilidad es

$$u = n^a x^{1-a} \quad (1)$$

donde $0 < a < 1$. El bien n es no comerciable y el bien x es comerciable.

El problema de maximización de los consumidores es

$$\max \{ n^a x^{1-a} \}$$

$$s.t. P_n n + P_x x = I$$

donde P_n es el precio nominal de n , P_x es el precio nominal de x expresado en moneda nacional (P_x corresponde al precio en pesos del bien x . Puesto que se supone una economía pequeña, el precio externo de x se puede denominar P_x^* , para traducir P_x^* a moneda nacional se requiere multiplicarlo por el tipo de cambio.) e I es el ingreso nominal. Como resultado de la maximización se obtienen las funciones de demanda de bienes, que son

$$n^d(P_n, I) = a [I/P_n] \quad (2)$$

$$x^d(P_x, I) = (1-a) [I/P_x] \quad (3)$$

La función de utilidad indirecta se obtiene al sustituir (2) y (3) en (1),

$$u^* = a^a (1-a)^{1-a} (I / P_n^a P_x^{1-a})$$

La función de utilidad indirecta se puede interpretar como el ingreso real, dado que el índice de precios está dado por

$$P = P_n^a P_x^{1-a} \quad (4)$$

El índice o nivel general de precios P es una función homogénea de grado uno en los precios P_n y P_x .

2.2 PRODUCTORES

Las funciones producción son

$$n = A_n l_n^a, \quad 0 < a < 1 \quad (5)$$

$$x = A_x l_x^b, \quad 0 < b < 1 \quad (6)$$

donde A_n , A_x , a y b son parámetros de tecnología y l_n y l_x son cantidades utilizadas de trabajo en cada industria.

Los problemas de maximización de beneficios de las dos industrias son

$$\max \{P_n A_n l_n^a - W l_n\}$$

y

$$\max \{P_x A_x l_x^b - W l_x\}$$

donde W es el salario nominal.

A partir de las maximizaciones de beneficios se obtienen las funciones de demanda de trabajo de la industria n y de la industria x respectivamente:

$$l_n^d(P_n, w) = [a P_n A_n / W]^{\frac{1}{1-a}} \quad (7)$$

$$l_x^d(P_x, w) = [b P_x A_x / W]^{\frac{1}{1-b}} \quad (8)$$

Las funciones de oferta de los bienes n y x se obtienen al sustituir (7) en (5) y (8) en (6). De manera que se tienen:

$$n^s(P_n, W) = a^{\frac{a}{1-a}} A_n^{\frac{1}{1-a}} P_n^{\frac{a}{1-a}} W^{-\left(\frac{a}{1-a}\right)}$$

$$x^s(P_x, W) = b^{\frac{b}{1-b}} A_x^{\frac{1}{1-b}} P_x^{\frac{b}{1-b}} W^{-\left(\frac{b}{1-b}\right)}$$

y por consiguiente las ofertas nominales de los dos bienes son

$$P_n n^s(P_n, W) = a^{\frac{a}{1-a}} A_n^{\frac{1}{1-a}} P_n^{\frac{1}{1-a}} W^{-\left(\frac{1}{1-a}\right)} \quad (9)$$

$$P_x x^s(P_x, W) = b^{\frac{b}{1-b}} A_x^{\frac{1}{1-b}} P_x^{\frac{1}{1-b}} W^{-\left(\frac{1}{1-b}\right)}. \quad (10)$$

Por definición el ingreso nominal o el valor nominal de la producción total es

$$I(P_n, P_x, W) = a^{\frac{a}{1-a}} A_n^{\frac{1}{1-a}} P_n^{\frac{1}{1-a}} W^{-\left(\frac{1}{1-a}\right)} + b^{\frac{b}{1-b}} A_x^{\frac{1}{1-b}} P_x^{\frac{1}{1-b}} W^{-\left(\frac{1}{1-b}\right)}. \quad (11)$$

2.3 EQUILIBRIO

A partir de las ecuaciones presentadas se pueden construir dos modelos diferentes sobre la determinación de la inflación, según se establezca la condición de equilibrio del mercado de trabajo.

2.3.1 Modelo A

El primer conjunto de condiciones de equilibrio es

$$n^d(P_n, I) = n^s(P_n, W)$$

$$W \text{ exógeno} \quad (12)$$

En este modelo hay dos bienes y un insumo. No obstante, P_x está dado exógenamente debido a que la economía es precio aceptante en el mercado del bien comerciable. De manera que se tienen que determinar dos precios P_n y W . Si W es exógeno sólo queda por determinar el precio del bien no comerciable P_n en su propio mercado.

En términos de gráficas

GRAFICA 2 MERCADO DE BIENES NO-COMERCIABLES

PRECIO
DE n

GRAFICA 3 MERCADO DE TRABAJO

SALARIO

La oferta de trabajo es infinitamente elástica, de manera que el salario está dado exógenamente por las condiciones de oferta. Por otro lado, la oferta y la demanda del bien no comerciable determinan su precio. Así, el equilibrio del modelo A se reduce a una ecuación en una incógnita. Una vez que se determina P_n se puede calcular el índice o nivel de precios P que es una función de las variables exógenas W y P_x .

2.3.2 Modelo B

El segundo conjunto de condiciones de equilibrio es

$$n^d(P_n, I) = n^s(P_n, W)$$

$$l_n^d(P_n, W) + l_x^d(P_x, W) = l^s \text{ exógena} \quad (13)$$

Hay que equilibrar el mercado de bienes no-comerciables y el mercado de trabajo, por lo que se tienen que determinar endógenamente P_n y W . Para hacer endógeno el salario W se supone que existe una dotación exógena de trabajo l^s , es decir, que la oferta de trabajo es totalmente inelástica, y que la demanda y la oferta de trabajo se deben igualar.

En términos de gráficas

GRAFICA 4
MERCADO DE BIENES
NO-COMERCIABLES

PRECIO

DE n

GRAFICA 5
MERCADO DE TRABAJO

SALARIO

El equilibrio del modelo B se representa por medio de un sistema de dos ecuaciones en dos incógnitas. Una vez que se determinan P_n y W se puede calcular el índice de precios P que en esta ocasión es función únicamente de P_x . Vale la pena aclarar que si la oferta de trabajo tiene pendiente positiva, cualitativamente se obtiene el mismo resultado.

2.4 SOLUCIONES

2.4.1 Modelo A

La condición de equilibrio en (12) $n^d = n^s$ se puede reexpresar como

$$P_n n^d = P_n n^s \quad (14)$$

El valor nominal de la demanda se obtiene de la función de demanda (2)

$$P_n n^d = a I,$$

donde I está dado por (11), y el valor nominal de la oferta dado por (9)

De manera que la condición (14) es

$$a \left[a^{\frac{a}{1-a}} A_n^{\frac{1}{1-a}} P_n^{\frac{1}{1-a}} W^{-\left(\frac{1}{1-a}\right)} + b^{\frac{b}{1-b}} A_x^{\frac{1}{1-b}} P_x^{\frac{1}{1-b}} W^{-\left(\frac{1}{1-b}\right)} \right] = a^{\frac{a}{1-a}} A_n^{\frac{1}{1-a}} P_n^{\frac{1}{1-a}} W^{-\left(\frac{1}{1-a}\right)}, \quad (15)$$

que es una ecuación en la incógnita P_n .

La solución de P_n es

$$P_n = k_A P_x^{\frac{1-a}{1-b}} W^{a - \left(\frac{1-a}{1-b}\right)b} \quad (16)$$

donde

$$k_A = \left[\frac{a}{1-a} \right]^{1-a} \frac{b^{\left(\frac{1-a}{1-b}\right)b} A_x^{\frac{1-a}{1-b}}}{a^a A_n}.$$

El exponente de P_x es positivo, mientras que el exponente de W también es positivo si se supone que

$$\frac{a}{1-a} > \frac{b}{1-b}.$$

Además la suma de exponentes es uno.

Por lo consiguiente, el precio de los bienes no comerciables P_n es una función creciente en el precio de los bienes comerciables P_x y en el salario W . Asimismo, P_n es una función homogénea de grado uno en P_x y W .

Por otro lado se tiene que el índice de precios es

$$P = P_n^a P_x^{1-a}$$

de tal forma que al sustituir P_n de (16) se obtiene la solución del índice general de precios

$$P = k_A^a P_x^{1-b} W^b \quad (17)$$

donde

$$b = a \left(\frac{a-b}{1-b} \right)$$

Por lo tanto, el nivel general de precios P es creciente en P_x y en W , y es una función homogénea de grado uno en P_x y W . Si, $P_x = P_x^* e$ donde e es el tipo de cambio, entonces la ecuación (17) se puede expresar como:

$$P = k_A^a P_x^{*-B} e^{1-B} W^B \quad (17')$$

Así pues, de (17') queda clara la relación entre el nivel general de precios (P), el tipo de cambio (e) y el salario (w). Además, los exponentes de estas últimas dos variables (β y $1-\beta$) suman uno, lo que indica que la inflación resulta ser un promedio ponderado de las variaciones del tipo de cambio y de los salarios nominales de la economía.

2.4.2 Modelo B

Las condiciones de equilibrio en (13), utilizando (2), (11), (9), (7) y (8), se pueden expresar como

$$(1-a)a^{\frac{a}{1-a}} A_n^{\frac{1}{1-a}} P_n^{\frac{1}{1-a}} W^{-\left(\frac{1}{1-a}\right)} = ab^{\frac{b}{1-b}} A_x^{\frac{1}{1-b}} P_x^{\frac{1}{1-b}} W^{-\left(\frac{1}{1-b}\right)} \quad (18)$$

$$a^{\frac{1}{1-a}} A_n^{\frac{1}{1-a}} P_n^{\frac{1}{1-a}} W^{-\left(\frac{1}{1-a}\right)} + b^{\frac{1}{1-b}} A_x^{\frac{1}{1-b}} P_x^{\frac{1}{1-b}} W^{-\left(\frac{1}{1-b}\right)} = l^s$$

que es un sistema de ecuaciones en dos incógnitas P_n y W .

La solución de W es

$$W = k_{BI} P_x \quad (19)$$

donde

$$k_{B1} = \left[\frac{(1-a)/a + a/b}{(1-a)/a} \right]^{1-b} \left[\frac{bA_x}{l^{1-b}} \right]$$

y la solución de P_n es

$$P_n = k_{B1} k_{B2} P_x \quad (20)$$

donde

$$k_{B2} = \left[\frac{a/b}{(1-a)/a + a/b} \right]^{1-a} \left[\frac{1^{1-a}}{aA_n} \right]$$

Tanto W como P_n son funciones lineales en P_x , por lo que W y P_n varían en la misma proporción que P_x .

Por otro lado el índice de precios es

$$P = k_{B1}^a k_{B2}^a P_x \quad (21)$$

que también es una función lineal en P_x , y varía en proporción a P_x . La ecuación (21) se puede expresar como:

$$P = k_{B1}^a k_{B2}^a P_x^* e \quad (21')$$

De la ecuación (21') queda claro que en este modelo la tasa de inflación depende primordialmente de las variaciones del tipo de cambio.

2.5 ESTATICA COMPARATIVA DE LOS MODELOS

Como ya se mencionó, el precio de los bienes comerciales P_x está expresado en pesos, de manera que se puede representar de la forma siguiente

$$P_x = e P_x^* \quad (22)$$

donde e es el tipo de cambio nominal y P_x^* es el nivel de precios externo.

Diferenciando logarítmicamente las soluciones (17) y (21) y considerando constantes los parámetros de tecnología, se tienen los siguientes modelos de inflación:

$$\Delta\% P = b\Delta\% W + (1-b)\Delta\%(eP^*) \quad \text{modelo A} \quad (23)$$

$$\Delta\% P = \Delta\%(eP^*) \quad \text{modelo B} \quad (24)$$

En el modelo A la tasa de inflación es una combinación lineal convexa del incremento porcentual de los salarios y del incremento porcentual de los precios externos en pesos. El salario es una variable exógena, pero esto no quiere decir que sea constante. El salario W puede ser incluso una función del tipo de cambio (e) pero no necesariamente tienen que variar en la misma proporción.

En el modelo B la tasa de inflación simplemente es igual al incremento porcentual de los precios externos en pesos, ya que el salario se ajusta endógenamente a cualquier variación de los precios externos en pesos. En otras palabras, el tipo de cambio real es constante.

Por otro lado, en el modelo A al haber una devaluación, el salario puede aumentar pero no necesariamente en la misma proporción que el tipo de cambio. Es decir, el tipo de cambio real se puede devaluar, permanecer constante o revaluar. En el modelo A el peso del salario en la determinación de la inflación es mayor en el promedio ponderado, mientras mayor sea la fracción del ingreso gastada en bienes no comerciables.

3. DEFINICION EMPIRICA DE LAS VARIABLES

La muestra de datos abarca de 1980 a 1995. Las variables son

DLP	=	variación porcentual del índice nacional de precios al consumidor de México.
DLW	=	variación porcentual del índice de salarios, sueldos y prestaciones medios de la industria manufacturera de México.
e	=	tipo de cambio nominal interbancario.
P^*	=	índice de precios al consumidor de Estados Unidos.
$DLEP^*$	=	variación porcentual de los precios externos en pesos.

Según se indique, las variaciones porcentuales se pueden referir a variaciones anuales, trimestrales o mensuales.

4. REGRESIONES DE VARIACIONES ANUALES

Las variaciones porcentuales anuales se pueden referir a datos anuales (diciembre-diciembre), a datos trimestrales (con respecto al mismo trimestre del año anterior) o a datos mensuales (con respecto al mismo mes del año anterior).

La mayoría de los datos de series de tiempo tienen autocorrelación. Para captar la autocorrelación de las variables independientes, las ecuaciones de regresión se tienen que especificar en forma dinámica, es decir, deben incluir rezagos de las variables. No obstante, las ecuaciones derivadas del marco teórico son estáticas, no incluyen rezagos, pues no son ecuaciones en diferencia. Por lo tanto, para que el ajuste de las regresiones a los datos sea el adecuado (y se capture su autocorrelación), a las ecuaciones teóricas se les tienen que añadir rezagos de las variables. Sin embargo, no se sabe a priori cual es la especificación dinámica de cada regresión, por lo que se optó por el procedimiento siguiente:

1. Formular una ecuación de regresión en términos generales que sea consistente con el marco teórico y que restrinja la estructura de rezagos lo menos posible.
2. Identificar la estructura de rezagos y simplificar la ecuación de regresión, hasta llegar a la versión más sencilla compatible con los datos.

La estimación sin restricciones en los rezagos es ineficiente y puede dar estimaciones muy imprecisas de los coeficientes. Sin embargo, a pesar de los problemas estadísticos, las estimaciones no restringidas pueden proporcionar bastante información acerca de la estructura de rezagos.

Las ecuaciones de regresión no restringidas son, para el modelo A

$$DLP_t = g_0 + g_1 DLW_t + g_2 DLW_{t-j} + g_3 DLEP_t^* + g_4 DLEP_{t-j}^* + g_5 DLP_{t-j} \quad (25)$$

donde $j = 1, 4, 12$ y para el Modelo B

$$DLP_t = d_0 + d_1 DLEP_t^* + d_2 DLEP_{t-j}^* + d_3 DLP_{t-j} \quad (26)$$

donde $j = 1, 4, 12$.

Como los datos son variaciones porcentuales anuales, un rezago de un año equivale a un rezago de orden 1 con datos anuales, a un rezago de orden 4 con datos trimestrales y a un rezago de orden 12 con datos mensuales.

4.1 ESTIMACION CON DATOS ANUALES (A DICIEMBRE)

El cuadro 2 presenta las estimaciones de las regresiones no restringidas (25) y (26) utilizando las variaciones porcentuales de datos anuales (a diciembre). En el modelo A no restringido DLW , $DLEP^*$ y $DLEP^*(-1)$ son significativos. En el Modelo B no restringido $DLEP^*$ es significativo y $DLEP^*(-1)$ es marginalmente significativo. No parece haber problema de autocorrelación en los residuales.

Las regresiones restringidas (que excluyen a las variables no significativas) aparecen en el cuadro 3. Todas las variables son significativas y tienen los signos correctos. El ajuste de las regresiones es mejor para el modelo A que para el modelo B medido por la R^2 ajustada o por el error estándar. Ambos modelos no presentan problemas de autocorrelación.

Los dos modelos deben de satisfacer una condición de homogeneidad: la suma de coeficientes deber ser uno. Por lo consiguiente hay que hacer dos pruebas F de combinaciones lineales de coeficientes. Los resultados se presentan en el cuadro 1.

CUADRO 1
PRUEBA DE HOMOGENEIDAD
DATOS ANUALES

	F	Prob
Modelo A	.1150	.7403
Modelo B	9.9475	.0076

En el modelo A restringido la suma de coeficientes es 1.0102, en el modelo B restringido la suma es .8211. Las pruebas indican que se acepta la hipótesis nula de que los coeficientes suman uno para el modelo A, y se rechaza la hipótesis nula para el modelo B.

El hecho de que se rechace la hipótesis de homogeneidad para el modelo B puede indicar que una variable importante ha sido omitida, la cual a su vez implicaría un sesgo en los coeficientes. De los resultados del modelo A, claramente se deduce que dicha variable puede ser los salarios nominales.

Para ambos modelos es de interés investigar qué tan estables son los coeficientes al variar el tamaño de la muestra, para lo cual es necesario hacer estimaciones recursivas de los coeficientes.

Las gráficas 6, 7 y 8 presentan las estimaciones recursivas de los coeficientes del modelo A restringido, y las gráficas 9 y 10 muestran las estimaciones recursivas del modelo B restringido. Para ambos modelos los coeficientes parecen ser bastante estables.

CUADRO 2
REGRESIONES NO RESTRINGIDAS
DATOS ANUALES

MODELO A

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981 A 1995

NUMERO DE OBSERVACIONES: 15

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
<i>C</i>	-.9279	3.3445	-.2774
<i>DLW</i>	.7383	.0806	9.1598
<i>DLW(-1)</i>	-.1623	.2118	-.7661
<i>DLEP*</i>	.2357	.0349	6.7462
<i>DLEP*(-1)</i>	.1622	.0569	2.8459
<i>DLP(-1)</i>	.0302	.2154	.1404
R cuadrada	.9878	Media Var.Dep	52.9921
R cuadrada ajustada	.9810	Desv Est Var Dep	43.2501
Error Est. de la Reg.	5.9538	Suma Resid al Cuadrado	319.0396
Durbin-Watson	2.1107	Estadístico F	145.9509

MODELO B

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981-1995

NUMERO DE OBSERVACIONES: 15

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
<i>C</i>	2.3514	8.3613	.2812
<i>DLEP*</i>	.4522	.0753	6.0002
<i>DLEP*(-1)</i>	.2118	.1293	1.6372
<i>DLP(-1)</i>	.1886	.1890	.9975
R cuadrada	.8731	Media Var.Dep	52.9921
R cuadrada ajustada	.8385	Desv Est Var Dep	43.2501
Error Est. de la Reg.	17.3785	Suma Resid al Cuadrado	3322.1680
Durbin-Watson	2.2561	Estadístico F	25.2369

CUADRO 3
REGRESIONES RESTRINGIDAS
DATOS ANUALES

MODELO A

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981 A 1995

NUMERO DE OBSERVACIONES: 15

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
DLW	.6152	.0702	8.7584
DLEP*	.2600	.0344	7.5517
DLEP*(-1)	.1350	.0352	3.8261
R cuadrada	.9797	Media Var.Dep	52.9921
R cuadrada ajustada	.9763	Desv Est Var Dep	43.2501
Error Est. de la Reg.	6.6509	Suma Resid al Cuadrado	530.8200
Durbin-Watson	2.2948	Estadístico	F 290.0099

MODELO B

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981-1995

NUMERO DE OBSERVACIONES: 15

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
DLEP*	.4725	.0638	7.4012
DLEP*(-1)	.3486	.0666	5.2345
R cuadrada	.8501	Media Var.Dep	52.9921
R cuadrada ajustada	.8386	Desv Est Var Dep	43.2501
Error Est. de la Reg.	17.3738	Suma Resid al Cuadrado	3924.0710
Durbin-Watson	1.8858	Estadístico F	73.7578

GRAFICA 6
MODELO A RESTRINGIDO
COEFICIENTES RECURSIVOS DE *DLW*

GRAFICA 7
MODELO A RESTRINGIDO
COEFICIENTES RECURSIVOS DE *DLEP**

GRAFICA 8

MODELO A RESTRINGIDO

COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*(-1)$

GRAFICA 9

MODELO B RESTRINGIDO

COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*$

GRAFICA 10

MODELO B RESTRINGIDO

COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*(-1)$

4.2 ESTIMACION CON BASE EN DATOS DE VARIACIONES TRIMESTRALES ANUALES.

El cuadro 4 presenta las estimaciones de las regresiones no restringidas (25) y (26) utilizando las variaciones porcentuales anuales de datos trimestrales, es decir, variaciones con respecto al mismo trimestre del año anterior.

En el modelo A no restringido DLW , $DLEP^*$ y $DLEP^*(-4)$ son significativos. El rezago $DLP(-4)$ es marginalmente significativo pero tiene el signo incorrecto, por lo que se elimina. En el modelo B no restringido $DLEP^*$ y $DLEP^*(-4)$ son significativos. Se escogió un rezago de cuatro trimestres porque las variaciones son anuales.

Las regresiones restringidas se muestran en el cuadro 5. En ambos modelos, todas las variables tienen el signo correcto y son significativas. El ajuste de la regresión, medido por la R^2 ajustada o por el error estándar, es mejor para el modelo A que para el B. Los bajos valores del estadístico Durbin-Watson indican la presencia de autocorrelación de primer orden en los residuales, la cual se debe a que las variaciones porcentuales en los datos se traslapan.

CUADRO 4
REGRESIONES NO RESTRINGIDAS
DATOS TRIMESTRALES

MODELO A

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.1 A 1995.4

NUMERO DE OBSERVACIONES: 60

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
C	-1.2309	2.0432	-.6024
DLW	.6753	.0476	14.1632
DLW(-4)	.0491	.0894	.5495
DLEP*	.2162	.0250	8.6209
DLEP*(-4)	.2759	.0385	7.1664
DLP(-4)	-.1986	.0960	-2.0674
R cuadrada	.9689	Media Var.Dep	52.5609
R cuadrada ajustada	.9660	Desv Est Var Dep	42.5397
Error Est. de la Reg.	7.8383	Suma Resid al Cuadrado	3317.7470
Durbin-Watson	.8512	Estadístico F	336.7545

MODELO B

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.1 A 1995.4

NUMERO DE OBSERVACIONES: 60

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
C	4.7633	4.1565	1.1459
DLEP*	.4260	.0435	9.7869
DLEP*(-4)	.3789	.0751	5.0396
DLP(-4)	.0174	.0954	.1823
R cuadrada	.8516	Media Var.Dep	52.5609
R cuadrada ajustada	.8436	Desv Est Var Dep	42.5397
Error Est. de la Reg.	16.8185	Suma Resid al Cuadrado	15840.2800
Durbin-Watson	.4553	Estadístico F	107.1523

CUADRO 5
REGRESIONES RESTRINGIDAS
DATOS TRIMESTRALES

MODELO A

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.1 A 1995.4

NUMERO DE OBSERVACIONES: 60

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
DLW	.5946	.0471	12.6038
DLEP*	.2432	.0250	9.7109
DLEP*(-4)	.1788	.0270	6.6081
R cuadrada	.9591	Media Var.Dep	52.5609
R cuadrada ajustada	.9577	Desv Est Var Dep	42.5397
Error Est. de la Reg.	8.7432	Suma Resid al Cuadrado	4357.3760
Durbin-Watson	.7063	Estadístico F	669.8323

MODELO B

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.1 A 1995.4

NUMERO DE OBSERVACIONES: 60

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
DLEP*	.4529	.0361	12.5306
DLEP*(-4)	.4141	.0377	10.9576
R cuadrada	.8454	Media Var.Dep	52.5609
R cuadrada ajustada	.8427	Desv Est Var Dep	42.5397
Error Est. de la Reg.	16.8672	Suma Resid al Cuadrado	16501.2700
Durbin-Watson	.4489	Estadístico F	317.2780

CUADRO 6
PRUEBA DE HOMOGENEIDAD
DATOS TRIMESTRALES

	F	Prob
Modelo A	.7617	.3865
Modelo B	21.0531	.0000

Las pruebas de homogeneidad se presentan en el cuadro 6. La suma de coeficientes del modelo A restringido es 1.0166 y del modelo B restringido es .8669. Las pruebas F indican que la hipótesis nula de que los coeficientes suman uno se acepta para el modelo A y se rechaza para el modelo B.

Para saber que tan estables son los coeficientes se estimaron en forma recursiva los coeficientes de los modelos A restringido y B restringido, los cuales aparecen en las gráficas 11, 12, 13 y 14, 15 respectivamente. Los coeficientes parecen ser bastante estables, en particular después de 1987.

GRAFICA 11
MODELO A RESTRINGIDO
COEFICIENTES RECURSIVOS DE *DLW*

GRAFICA 12
MODELO A RESTRINGIDO
COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*$

GRAFICA 13
MODELO A RESTRINGIDO
COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*(-4)$

GRAFICA 14

MODELO B RESTRINGIDO

COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*$

GRAFICA 15

MODELO B RESTRINGIDO

COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*(-4)$

4.3 ESTIMACION CON BASE EN DATOS DE VARIACIONES MENSUALES ANUALES.

El cuadro 7 presenta las estimaciones de las regresiones no restringidas (25) y (26) utilizando las variaciones porcentuales anuales de datos mensuales, es decir, variaciones con respecto al mismo mes del año anterior.

En el modelo A no restringido son significativas las variables DLW , $DLEP^*$, $DLEP^*(-12)$ y $DLP(-12)$. Sin embargo $DLP(-12)$ tiene el signo incorrecto por lo que se elimina. En el modelo B no restringido son significativas $DLEP^*$ y $DLEP^*(-12)$.

En el cuadro 8 aparecen las regresiones restringidas. En los dos modelos todas las variables son significativas y tienen el signo correcto. El ajuste del modelo es mejor para el modelo A que para el modelo B medido ya sea con la R^2 ajustada o con el error estándar. Los valores del estadístico Durbin-Watson son bastante bajos para ambos modelos, lo cual indica autocorrelación de primer orden que se genera porque las observaciones se traslapan.

CUADRO 7
REGRESIONES NO RESTRINGIDAS
DATOS MENSUALES

MODELO A

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.01 A 1995.12

NUMERO DE OBSERVACIONES: 180

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
C	-1.8674	1.2886	-1.4491
DLW	.6923	.0296	23.3199
DLW(-12)	.0589	.0548	1.0761
DLEP*	.2186	.0150	14.5208
DLEP*(-12)	.2422	.0221	10.9530
DLP(-12)	-.1808	.0577	-3.1323
R cuadrada	.9594	Media Var.Dep	52.5985
R cuadrada ajustada	.9583	Desv Est Var Dep	42.4967
Error Est. de la Reg.	8.6763	Suma Resid al Cuadrado	13098.6800
Durbin-Watson	.4163	Estadístico F	824.0488

MODELO B

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.01 A 1995.12

NUMERO DE OBSERVACIONES: 180

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
C	4.6474	2.4649	1.8854
DLEP*	.4279	.0246	17.3522
DLEP*(-12)	.3412	.0412	8.2741
DLP(-12)	.0543	.0543	1.0012
R cuadrada	.8308	Media Var.Dep	52.5985
R cuadrada ajustada	.8280	Desv Est Var Dep	42.4967
Error Est. de la Reg.	17.6246	Suma Resid al Cuadrado	54670.4600
Durbin-Watson	.1499	Estadístico F	288.2328

CUADRO 8
REGRESIONES RESTRINGIDAS
DATOS MENSUALES

MODELO A

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.01 A 1995.12

NUMERO DE OBSERVACIONES: 180

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
DLW	.6161	.0284	21.6764
DLEP*	.2370	.0149	15.8234
DLEP*(-12)	.1647	.0159	10.3135
R cuadrada	.9512	Media Var.Dep	52.5985
R cuadrada ajustada	.9506	Desv Est Var Dep	42.4967
Error Est. de la Reg.	9.4381	Suma Resid al Cuadrado	15706.7600
Durbin-Watson	.2987	Estadístico F	1726.037

MODELO B

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.01 A 1995.12

NUMERO DE OBSERVACIONES: 180

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
DLEP*	.4546	.0212	21.4349
DLEP*(-12)	.4023	.0221	18.1615
R cuadrada	.8217	Media Var.Dep	52.5985
R cuadrada ajustada	.8207	Desv Est Var Dep	42.4967
Error Est. de la Reg.	17.9921	Suma Resid al Cuadrado	57621.3900
Durbin-Watson	.1621	Estadístico F	820.622

El cuadro 9 presenta las pruebas de homogeneidad. En el modelo A restringido la suma de coeficientes es 1.0178 y en el modelo B restringido la suma es .8569. Las pruebas F indican que se acepta para el modelo A la hipótesis nula de que los coeficientes suman uno y se rechaza para el modelo B.

CUADRO 9
PRUEBA DE HOMOGENEIDAD
DATOS MENSUALES

	F	Prob
Modelo A	2.2918	.1318
Modelo B	65.1961	.0000

Las gráficas 16, 17, 18 y 19, 20 presentan los coeficientes recursivos de los modelos A restringido y B restringido respectivamente. Las estimaciones recursivas de los coeficientes son aparentemente muy estables a partir de 1988.

GRAFICA 16
MODELO A RESTRINGIDO
COEFICIENTES RECURSIVOS DE *DLW*

GRAFICA 17
MODELO A RESTRINGIDO
COEFICIENTES RECURSIVOS DE *DLEP**

GRAFICA 18

MODELO A RESTRINGIDO

COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*(-12)$

GRAFICA 19

MODELO B RESTRINGIDO

COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*$

GRAFICA 20

MODELO B RESTRINGIDO COEFICIENTES RECURSIVOS DE $DLEP^*(-12)$

5. REGRESIONES CON REZAGOS POLINOMIALES

Las variaciones porcentuales también se pueden calcular en forma consecutiva, es decir, variaciones porcentuales con respecto al trimestre anterior y variaciones porcentuales con respecto al mes anterior (en vez de variaciones anuales).

Un primer problema que surge al calcular variaciones porcentuales consecutivas es que los datos muestran estacionalidad, la cual se debe tomar en cuenta de alguna manera en las regresiones, por ejemplo introduciendo variables "dummy" estacionales. Un segundo problema es que sean necesarios muchos rezagos de las variables independientes para explicar a la variable dependiente, ya que tales rezagos pueden estar altamente correlacionados entre sí, lo que produce un problema de multicolinealidad. Para resolver este problema generalmente se hacen supuestos *a priori* acerca de la forma de los coeficientes. Según el método de Almon los coeficientes están dados por una función polinomial, y se deben de determinar empíricamente el número de rezagos y el grado del polinomio.

5.1. EL METODO DE ALMON (Ver Johnston, J. (1984).)

Considere la siguiente ecuación de regresión

$$Y_t = b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + \dots + b_s X_{t-s} + u_t \quad (27)$$

donde se suponen efectos rezagados hasta de s períodos. El método de Almon no trata de estimar

los $s+1$ coeficientes β , sino que intenta aproximarlos por medio de una función

$$\mathbf{b}_z \approx f(z) \quad (28)$$

La aproximación de los coeficientes β por medio de una función se muestra en la gráfica 21.

A su vez la función $f(z)$ se aproxima por medio de un polinomio

$$f(z) \approx a_0 + a_1 z + a_2 z^2 + \dots + a_r z^r \quad (29)$$

Por ejemplo si hay tres rezagos $s=3$ en la ecuación original

$$Y_t = \mathbf{b}_0 x_t + \mathbf{b}_1 x_{t-1} + \mathbf{b}_2 x_{t-2} + \mathbf{b}_3 x_{t-3} + u_t \quad (30)$$

y se quiere una aproximación lineal $r=1$

$$f(z) = a_0 + a_1 z \quad (31)$$

entonces, los coeficientes β se generan evaluando la función $f(z)$ en diferentes valores de z , es decir

$$\mathbf{b}_0 = f(0) = a_0$$

$$\mathbf{b}_1 = f(1) = a_0 + a_1$$

$$\mathbf{b}_2 = f(2) = a_0 + 2a_1$$

$$\mathbf{b}_3 = f(3) = a_0 + 3a_1 \quad (32)$$

Si a_1 es negativo los coeficientes β se representan en la gráfica 22.

Los cuatro coeficientes β (desconocidos) se expresan en términos de dos coeficientes a (también desconocidos).

Al sustituir las fórmulas de los coeficientes β de (32) en la regresión (30) se obtiene

$$Y_t = a_0 x_t + (a_0 + a_1) x_{t-1} + (a_0 + 2a_1) x_{t-2} + (a_0 + 3a_1) x_{t-3} + u_t \quad (33)$$

lo cual se puede reexpresar como

$$Y_t = a_0 (x_t + x_{t-1} + x_{t-2} + x_{t-3}) + a_1 (x_{t-1} + 2x_{t-2} + 3x_{t-3}) + u_t \quad (34)$$

Los coeficientes a_0 y a_1 se pueden estimar directamente con mínimos cuadrados, al correr la regresión auxiliar de Y_t contra las dos nuevas variables $(x_t + x_{t-1} + x_{t-2} + x_{t-3})$ y.

$$(x_{t-1} + 2x_{t-2} + 3x_{t-3}).$$

Una vez estimados a_0 y a_1 , los coeficientes β se pueden calcular utilizando las ecuaciones en (32).

GRAFICA 21

Aproximación de los Coeficientes β
Por medio de una Función

GRAFICA 22

Aproximación de los Coeficientes
Por medio de una Función Lineal

5.2 ESTIMACION CON DATOS TRIMESTRALES CONSECUTIVOS

Los datos son variaciones porcentuales con respecto al trimestre anterior. Las regresiones incluyen tres variables "dummy" estacionales (Se utilizaron tres variables dummy estacionales. D_2 toma el valor de uno el segundo trimestre y cero el resto de los trimestres. D_3 toma el valor de uno el tercer trimestre y cero el resto de los trimestres. Por último D_4 toma el valor de uno el cuarto trimestre y cero el resto de los trimestres.).

El cuadro 10 presenta la regresión auxiliar y las estimaciones de los coeficientes del modelo A. El grado del polinomio es uno, es decir, los coeficientes disminuyen linealmente. Resultan significativos un rezago de la variaciones en salarios y tres rezagos de la variación en precios externos en pesos. Los efectos totales o de largo plazo, dados por la suma de coeficientes, son .59 para la variación en salarios y .44 para la variación en precios externos.

De manera similar el cuadro 11 muestra la regresión auxiliar y las estimaciones de los coeficientes del modelo B. El grado del polinomio también es uno y cinco rezagos son significativos. El efecto total o de largo plazo de la variación en precios externos es .78.

CUADRO 10
REZAGOS POLINOMIALES
MODELO A TRIMESTRAL

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.1 A 1995.4

NUMERO DE OBSERVACIONES: 60

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
C	5.0094	1.6249	3.0828
D2	-4.7155	2.4047	-1.9609
D3	-7.3897	1.5605	-4.7353
D4	-11.0398	2.3666	-4.6648
PDL1	.3928	.0655	5.9909
PDL2	-.1953	.1122	-1.7403
PDL3	.1134	.0145	7.8081
PDL4	-.0034	.0155	-.2239
R cuadrada	.9037	Media Var.Dep	10.5619
R cuadrada ajustada	.8908	Desv Est Var Dep	8.3526
Error Est. de la Reg.	2.7597	Suma Resid al Cuadrado	396.0448
Durbin-Watson	1.9175	Estadístico F	69.7796

DISTRIBUCION *DLW*

REZAGO	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
0	.3928	.0655	5.9909
1	.1974	.0657	3.0021
SUMA	.5902	.0681	8.6623

DISTRIBUCION *DLEP**

REZAGO	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
0	.1169	.0267	4.3812
1	.1134	.0145	7.8081
2	.1099	.0140	7.8504
3	.1064	.0258	4.1203
SUMA	.4468	.0478	9.3460

CUADRO 11
REZAGOS POLINOMIALES
MODELO B TRIMESTRAL

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.1 A 1995.4

NUMERO DE OBSERVACIONES: 60

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
C	4.5177	1.2206	3.7012
D2	-3.6414	1.4539	-2.5045
D3	-4.5508	1.4514	-3.1355
D4	-3.5973	1.4599	-2.4640
PDL1	.1435	.0106	13.4725
PDL2	-.0251	.0097	-2.5752
R cuadrada	.7938	Media Var.Dep	10.5619
R cuadrada ajustada	.7747	Desv Est Var Dep	8.3526
Error Est. de la Reg.	3.9643	Suma Resid al Cuadrado	848.6590
Durbin-Watson	1.1262	Estadístico F	41.5833

DISTRIBUCION *DLEP**

REZAGO	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
0	.1938	.0259	7.4700
1	.1687	.0172	9.7699
2	.1435	.0106	13.4726
3	.1184	.0109	10.8319
4	.0932	.0177	5.2468
5	.0681	.0265	2.5696
SUMA	.7859	.0577	13.6043

Para interpretar el resultado de la regresión, la parte alta del cuadro 10 da los valores de la constante y los coeficientes de las variables dummy estacionales, mientras que la parte baja del cuadro muestra los coeficientes de las variaciones en salarios y de las variaciones en precios externos expresados en pesos.

La ecuación de regresión estimada es por lo tanto

$$DLP_t = 5.0094 - 4.7155 D2$$

$$-7.3897 D3 - 11.0398 D4$$

$$+ .3928 DLW_t + .1974 DLW_{t-1}$$

$$+ .1169 DLEP_t + .1134 DLEP_{t-1}$$

$$+ .1099 DLEP_{t-2} + .1064 DLEP_{t-3}$$

Este resultado se puede utilizar para anticipar cuál será el impacto inflacionario de variaciones en los salarios y en el tipo de cambio. Para ilustrar esto, considere el siguiente ejercicio de simulación: el salario nominal aumenta en 10%. Los efectos sobre la tasa de inflación se distribuyen sobre dos trimestres y se presentan en la gráfica 23. El efecto acumulado sobre la tasa de inflación de un aumento de 10% en los salarios se muestra en la gráfica 24.

De manera similar considere un aumento de 10% en el tipo de cambio nominal (o en los precios externos en pesos). Los efectos se distribuyen sobre cuatro trimestres y se presentan en la gráfica 25. Asimismo, el efecto acumulado sobre la tasa de inflación de un aumento de 10% en el tipo de cambio se muestra en la gráfica 26.

GRAFICA 23

**Efectos sobre la Inflación de
un Aumento de 10% de los Salarios**

GRAFICA 24

**Efecto Acumulado sobre la Inflación de
un Aumento de 10% de los Salarios**

GRAFICA 25

**Efectos sobre la Inflación de
un Aumento de 10% del Tipo de Cambio**

GRAFICA 26

**Efecto Acumulado sobre la Inflación de
un Aumento de 10% del Tipo de Cambio**

5.3 ESTIMACION CON BASE EN DATOS MENSUALES CONSECUTIVOS

Los datos son variaciones porcentuales con respecto al mes anterior. Las regresiones incluyen once variables "dummy" estacionales (Se utilizaron once variables dummy estacionales. D_2 toma el valor de uno el segundo mes y cero el resto de los meses. De esta misma manera pero en forma sucesiva se definieron las demás variables dummy hasta D_{12} que toma el valor de uno el doceavo mes y cero el resto de los meses.). En el cuadro 12 aparecen, para el modelo A, las estimaciones de la regresión auxiliar y de los coeficientes. Igual que en el caso trimestral, el grado del polinomio es uno, lo que implica que los coeficientes disminuyen en forma lineal. Seis rezagos de la variación en salarios y siete rezagos de la variación en precios externos en pesos resultan significativos. La suma de coeficientes que mide el efecto total o de largo plazo es .55 para la variación en salarios y .42 para la variación en precios externos.

De igual forma en el cuadro 13 se presentan, para el modelo B, la regresión auxiliar y las estimaciones de los coeficientes. El grado del polinomio es uno y doce rezagos resultan significativos. El efecto total o de largo plazo de la variación en precios externos que está dado por la suma de coeficientes es .70.

CUADRO 12
REZAGOS POLINOMIALES
MODELO A MENSUAL

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.01 A 1995.12

NUMERO DE OBSERVACIONES: 180

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
C	1.6696	.4113	4.0592
D2	-1.9234	.4810	-3.9983
D3	-3.0368	.4812	-6.3107
D4	-2.3384	.4925	-4.7477
D5	-2.8248	.5180	-5.4525
D6	-2.6467	.5475	-4.8337
D7	-1.1491	.8715	-1.3184
D8	-2.1016	.4882	-4.3046
D9	-2.3848	.4847	-4.9200
D10	-1.8476	.4968	-3.7187
D11	-1.4403	.4933	-2.9195
D12	-4.0128	.9994	-4.0151
PDL1	.0790	.0090	8.7211
PDL2	-.0097	.0069	-1.4067
PDL3	.0566	.0048	11.7017
PDL4	-.0060	.0026	-2.2499
R cuadrada	.7946	Media Var.Dep	3.3509
R cuadrada ajustada	.7758	Desv Est Var Dep	2.7757
Error Est. de la Reg.	1.3141	Suma Resid al Cuadrado	283.2411
Durbin-Watson	.9896	Estadístico F	42.3038

CUADRO 12
(CONTINUACION)

DISTRIBUCION *DLW**

REZAGO	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
0	.1082	.0226	4.7862
1	.0984	.0165	5.9659
2	.0887	.0113	7.7999
3	.0790	.0090	8.7211
4	.0693	.0114	6.0687
5	.0595	.0165	3.5966
6	.0498	.0226	2.1986
SUMA	.5532	.0634	8.7211

DISTRIBUCION *DLEP**

REZAGO	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
0	.0747	.0103	7.2049
1	.0686	.0080	8.5084
2	.0626	.0060	10.2825
3	.0566	.0048	11.7018
4	.0506	.0049	10.3251
5	.0446	.0062	7.1457
6	.0385	.0082	4.6721
7	.0325	.0105	3.0804
SUMA	.4290	.0374	11.4488

CUADRO 13
REZAGOS POLINOMIALES
MODELO B MENSUAL

VARIABLE DEPENDIENTE *DLP*

MUESTRA: 1981.01 A 1995.12

NUMERO DE OBSERVACIONES: 180

VARIABLE	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
C	2.8651	.4106	6.9764
D2	-1.9887	.5484	-3.6263
D3	-2.6411	.5495	-4.8061
D4	-2.1132	.5494	-3.8460
D5	-2.6387	.5484	-4.8112
D6	-2.6616	.5484	-4.8529
D7	-2.6135	.5491	-4.7594
D8	-2.3371	.5487	-4.2593
D9	-2.8580	.5484	-5.2111
D10	-2.6136	.5490	-4.7599
D11	-2.1172	.5502	-3.8480
D12	-.8234	.5508	-1.4949
PDL1	.0540	.0028	19.1858
PDL2	-.0060	.0013	-4.5143
R cuadrada	.7285	Media Var.Dep	3.3509
R cuadrada ajustada	.7072	Desv Est Var Dep	2.7757
Error Est. de la Reg.	1.5017	Suma Resid al Cuadrado	374.3793
Durbin-Watson	.6897	Estadístico F	34.2712

CUADRO 13
(CONTINUACION)

DISTRIBUCION *DLEP**

REZAGO	COEFICIENTE	ERROR ESTANDAR	ESTADISTICO <i>t</i>
0	.0900	.0084	10.6657
1	.0840	.0072	11.6678
2	.0780	.0060	13.0024
3	.0720	.0048	14.7974
4	.0660	.0038	17.1014
5	.0600	.0031	19.3211
6	.0540	.0028	19.1859
7	.0480	.0031	15.3900
8	.0420	.0038	10.8233
9	.0360	.0049	7.3621
10	.0300	.0060	4.9808
11	.0240	.0072	3.3235
12	.0180	.0084	2.1290
SUMA	.7026	.0366	19.1859

También es posible hacer ejercicios de simulación con las regresiones mensuales. Por ejemplo, considerando los coeficientes del Cuadro 12, si el salario nominal aumenta 10%, los efectos sobre la tasa de inflación se distribuyen sobre siete meses y se presentan en la gráfica 27. El efecto acumulado sobre la tasa de inflación se muestra en la gráfica 28.

De igual manera si el tipo de cambio aumenta en 10%, los efectos sobre la tasa de inflación se distribuyen sobre ocho meses y se presentan en la gráfica 29. Por otro lado, el efecto acumulado de un aumento de 10% en el tipo de cambio se muestra en la gráfica 30.

GRAFICA 27

**Efectos sobre la Inflación de
un Aumento de 10% de los Salarios**

GRAFICA 28

**Efecto Acumulado sobre la Inflación de
un Aumento de 10% de los Salarios**

GRAFICA 29

**Efectos sobre la Inflación de
un Aumento de 10% del Tipo de Cambio**

GRAFICA 30

**Efecto Acumulado sobre la Inflación de
un Aumento de 10% del Tipo de Cambio**

6. COMPARACION DE LOS COEFICIENTES

Los coeficientes de las diferentes regresiones tienen un orden de magnitud muy parecido. El cuadro 14 presenta los efectos de largo plazo. Para las regresiones restringidas de variaciones anuales los coeficientes de largo plazo son: para el modelo A el coeficiente de la variación en salarios y la suma de coeficientes de las variaciones en precios externos, y para el modelo B la suma de coeficientes de las variaciones en precios externos. Para las regresiones polinomiales los coeficientes de largo plazo son: para el modelo A la suma de coeficientes de las variaciones en salarios y la suma de coeficientes de las variaciones en precios externos, y para el modelo B la suma de coeficientes de las variaciones en precios externos. Aun cuando los métodos de estimación difieren, los órdenes de magnitud de los coeficientes son muy parecidos.

CUADRO 14
COEFICIENTES DE LARGO PLAZO

		MODELO A		MODELO B
		VARIACION EN SALARIOS	VARIACION EN PRECIOS EXTERNOS	VARIACION EN PRECIOS EXTERNOS
REGRESIONES DE VARIACIONES ANUALES	DATOS ANUALES	.6152	.3950	.8211
	DATOS TRIMESTRALES	.5946	.4220	.8670
	DATOS MENSUALES	.6161	.4017	.8569
REGRESIONES POLINOMIALES	DATOS TRIMESTRALES	.5902	.4468	.7859
	DATOS MENSUALES	.5532	.4290	.7026

En el modelo A, como se vió en la sección 2.5, el coeficiente de la variación en salarios es más grande con relación al coeficiente de la variación en precios externos en pesos: a) mientras mayor sea la fracción de los bienes no comerciables en el gasto y b) mientras más intensivo en trabajo sea el sector de no comerciables relativo al sector comerciable.

7. CONCLUSIONES

Se presentó un modelo teórico de una economía abierta con dos sectores del cual se derivan dos modelos acerca de la determinación de la tasa de inflación: en el modelo A, la tasa de inflación es un promedio ponderado de la tasa de variación en salarios y de la tasa de variación de los precios externos en pesos; en el modelo B, la tasa de inflación es igual a la tasa de variación de los precios externos en pesos.

Se estimaron dos tipos de regresiones: con variaciones porcentuales anuales y con variaciones porcentuales consecutivas.

El modelo A es superior al modelo B económicamente, cualquiera que sea el criterio de selección que se tome: la R^2 ajustada, el error estándar o la condición de homogeneidad de los coeficientes.

Los coeficientes de ambos modelos parecen ser bastante estables de acuerdo a las estimaciones de los coeficientes recursivos.

Se corrobora ampliamente la hipótesis del modelo A de que la tasa de inflación es un promedio ponderado de la variación en salarios y de la variación de los precios externos en pesos. La hipótesis de que los coeficientes suman uno no se rechaza en ningún caso para el modelo A.

Según las diferentes estimaciones, el coeficiente de la variación en salarios es más grande que el coeficiente de la variación de los precios externos en pesos, lo cual está determinado por parámetros de los gustos y de la tecnología.

Se hicieron simulaciones de la tasa de inflación con base en las regresiones con datos consecutivos trimestrales y mensuales. Con datos trimestrales, un aumento de 10% en los salarios se distribuye sobre dos trimestres y el efecto acumulado es 5.90%, y un aumento de 10% en el tipo de cambio se distribuye sobre cuatro trimestres y el efecto acumulado es 4.46%. Asimismo, con datos mensuales, un aumento de 10% en los salarios se distribuye sobre siete meses siendo el efecto acumulado 5.53%, y un aumento de 10% en el tipo de cambio se distribuye sobre ocho meses y el efecto acumulado es 4.29%.

La evaluación del tipo de cambio es, bajo ambas hipótesis, un determinante fundamental de la tasa de inflación, por lo que el tipo de cambio debe ser un factor principal en la formulación de la política monetaria.

BIBLIOGRAFIA

Hendry, D.F.; Pagan, A.R. y Sargan, J.D. "Dynamic Specification" en Z. Griliches y M. D. Intriligator *Handbook of Econometrics* Amsterdam, New York, Oxford: North Holland, 1984.

Johsthor, J. *Econometric Methods*, McGraw-Hill Book Co. 1984.

Pagan, A. R. "Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal" en C.W.J. Granger *Modeling Economic Series* Oxford: Oxford University Press, 1990.