



ENSAYOS

sobre política económica

Salarios, precios y expectativas en Colombia, 1974-1984

Hugo Oliveros C.

Revista ESPE, No. 9, Art. 06, Junio de 1986
Páginas 137-165



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Salarios, precios y expectativas en Colombia, 1974-1984

Hugo Oliveros C. *

I INTRODUCCION

En este trabajo se estima un modelo de determinación de precios y salarios industriales en Colombia durante el período 1974-1984. Con ello se busca no solo especificar el tipo de estructura en el contexto de la cual dichas variables se determinan, sino también ofrecer evaluaciones concretas sobre la elasticidad de las variables con respecto a variables exógenas.

En la literatura teórica más reciente el problema se ha estudiado dentro del marco general de la llamada curva de Phillips ampliada para cobijar la noción de expectativas ⁽¹⁾. En torno de la noción de expectativas ha girado, de otra parte, un arduo y conocido debate acerca de su natu-

raleza ⁽²⁾. En Colombia el análisis de la dinámica de precios y salarios ha sido emprendido sin involucrar la noción de expectativas, lo cual constituye una seria limitante, en la medida en que las expectativas de empresarios y trabajadores se incorporen, de un lado, en la evolución de los precios y, de otro, en la evolución de los salarios.

El trabajo se divide en cinco partes incluyendo la introducción. En la segunda se especifica el modelo así como el concepto de expectativas que se utiliza en la estimación ⁽³⁾. En la tercera parte se pre-

* El autor agradece muy especialmente la colaboración y comentarios hechos por Martha Misas, así como los comentarios de Alberto Carrasquilla.

(1) Ver Friedman (1968), Phelps (1973), Lahiri (1981) y Shupp (1983).

(2) En concreto, respecto del concepto de Expectativas Racionales, véase Lucas y Sargent (1981).

(3) Para una discusión sobre expectativas y análisis econométrico véase Carrasquilla (1986).

sentan algunas consideraciones de tipo metodológico, donde se concretan algunas críticas a las técnicas econométricas usuales y se proponen soluciones con el análisis de series temporales. En la cuarta parte se presentan los resultados de la identificación y estimación del modelo para salarios y precios en la industria. Finalmente, en la quinta parte se presentan las conclusiones.

II ESPECIFICACION ECONOMETRICA Y VARIABLES

Antes de pasar a la especificación econométrica y a la definición de las variables que se consideran como explicativas del fenómeno de los salarios y los precios en la industria colombiana, es conveniente introducir algunos conceptos que permitan entender el papel que juegan las expectativas dentro de este contexto.

De hecho cuando los planificadores y agentes económicos privados toman la decisión de afectar el salario nominal, a través de ajustes periódicos, de una u otra manera tienen en mente el efecto que sobre el salario real producirá dicha acción. En particular, tienen una idea del crecimiento esperado en los precios de su propio sector, así como el de la economía en general.

De esta forma, si se estableciesen funciones de demanda y oferta de trabajo en función del salario real, la de oferta dependerá del nivel esperado de crecimiento en precios de la economía, (costo de vida) en tanto que la demanda, dependerá del crecimiento esperado de los precios específicos del sector (rentabilidad) ⁽⁴⁾.

La formulación específica de esas funciones de demanda y oferta de trabajo es la siguiente:

$$N^d = f(W/PS^*) \text{ y } N^s = g(W/PE^*) \quad (5) \quad (1)$$

$$f' < 0 \quad g' > 0$$

de (1) se desprende que una función que explique la evolución del salario nominal, (W) debe de alguna manera involucrar el desequilibrio en el mercado de trabajo (diferencia entre demanda y oferta en el mercado de trabajo), ($N^d - N^s$).

Ahora bien si se considera que los cambios en los precios del sector, son producto de la diferencia entre el margen esperado y un promedio ponderado de los costos que implica la producción de dichos bienes, el salario y otras variables asociadas al costo deben ser consideradas para explicar la evolución de los precios ⁽⁶⁾.

En general las funciones que se utilizan en una primera etapa para el diagnóstico a través de series tienen la siguiente forma: ⁽⁷⁾

$$p_i = f(w, cf, e^*, v) \quad (2)$$

$$w = f(p_i, e^*, u) \quad (3)$$

Las transformaciones y diferenciaciones de las variables utilizadas son las siguientes ⁽⁸⁾:

(4) Véase Gordon R. (1985).

(5) Las variables acompañadas de * son de componentes no observables, es decir, son expectativas.

(6) O utilizando el margen, si de éste se conociese su evolución.

(7) Una revisión bibliográfica detallada sobre la utilización del concepto de expectativas en la determinación de la curva de Phillips y la simultaneidad entre salarios y precios puede encontrarse en: Kajal Lahiri, (1981).

(8) Se utiliza este mecanismo para convertir la serie en estacionaria.

—Salarios obreros (W): se trabaja con transformación logarítmica y una diferencia de orden uno, $w = (1-B) \ln(W)$, esta serie es similar a una de los cambios relativos trimestrales, fuente: encuesta mensual manufacturera, DANE.

—Precios de la industria (PI): se utilizó una transformación y diferenciación similar a la de salarios, $p = (1-B) \ln(PI)$, fuente: índice de precios al por mayor según origen industrial, Banco de la República.

—Tasa de desempleo (U): la serie que se utilizó fue el inverso de U, $1/U$ y se utilizó una diferenciación de orden cuatro, cambios absolutos anuales $1/U$, $u = (1-B^4) (1/U)$, fuente: encuesta nacional de hogares DANE y encuesta sobre fuerza de trabajo CEDE.

—Costos financieros (CF): se utilizó una diferencia de orden uno sobre una tasa de interés pasiva, $(1-B) CF$, fuente: tasas de interés promedio ahorro nacional, Carrizosa et al en, Análisis económico del sistema de valor constante en Colombia, CEDE 1982, y encuesta de tasa de interés de los CDT, bancos y corporaciones financieras, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco de la República.

—Ventas mayoristas del comercio (V): se utilizó una transformación logarítmica y dos diferenciaciones, una de orden cuatro y una de orden uno, $v = (1-B^4) (1-B) \ln(V)$. Esta serie es similar a una serie de cambios de nivel en la variación anual del volumen comercializado por los mayoristas del comercio, fuente: índice de ventas del comercio al por mayor y empalme hacia atrás con las variaciones observadas por el promedio trimestral del índice de ventas de los grandes almacenes, Banco de la República.

—Expectativas de crecimiento en precios de la economía (E): para la construcción de esta variable se decidió utilizar el criterio sugerido por Carlson⁽⁹⁾, en el cual la componente observable de la expectativa, puede verse como una función de la no observable más una variable aleatoria (el criterio es el de estimación bajo variables con error)⁽¹⁰⁾.

$$E = f(E^*, Z) = E^*(t) + Z(t) \quad (3)$$

con E la observada y E* la no observada, y Z error aleatorio.

En general cuando se habla de expectativas se habla de una función $h(.)$ (una función bajo incertidumbre) sobre la cual los agentes y planificadores económicos de alguna manera tienen una idea, sin embargo ésta llega a ser tan particular, que la discusión alrededor de la función sólo tiene sentido en términos del tipo de método utilizado para aproximar la función, bien sea determinística o probabilística.

Lo que normalmente se ha hecho es aproximar la componente no observable a través de modelos del tipo adaptativo, de

(9) Véase Kajal Lahiri Op. Cit. capítulos 1 y 2.

(10) Si se pudiese observar a infinitos tiempos la evolución de las variables, las expectativas como tal no existirían, en general el problema de la expectativa, podría ser visto, en el caso de precios, como:

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} h(t) = P(t) \text{ significa que para todo } \epsilon > 0 \text{ se cumple que:} \\ \Delta t \rightarrow 0 \quad |h(t) - P(t)| < \epsilon$$

las anteriores expresiones se traducen básicamente (dada la diversidad de funciones $h(t)$ que podrían definirse) en la existencia de múltiples vecindades, las que estarían determinadas por el nivel del ϵ que los agentes supongan.

$$\frac{((((t))))}{\epsilon_1 \epsilon_2 \epsilon_3} \quad R$$

rezagos distribuidos, o promedios móviles, en este caso se utilizaron modelos ARIMA para el pronóstico de cada año comprendido entre 1974-1984, utilizando como información adicional la evolución real presentada por los precios durante el primer trimestre de cada año ⁽¹¹⁾. Se hizo un pronóstico de la variación anual presentada y se trabajó con la serie de cambios de nivel de esta tasa. La aproximación de la componente observable a través de este criterio se diferencia de la definida en (3) en que utilizando ARIMA se conoce algo acerca tanto de la estructura de $Z(t)$, (white noise) como del error que se comete al utilizar el pronóstico ⁽¹²⁾.

III CONSIDERACIONES METODOLOGICAS

En general, al plantearse el estudio de las relaciones existentes entre un conjunto de variables, y más específicamente entre variables económicas, aparece la alternativa de establecerla a través de los postulados de la teoría económica y trasladar el problema de la relación, a un "simple" problema de estimación de un modelo, en una primera etapa, y luego, a uno de chequeo sobre la significancia estadística y económica, (test estadísticos buenos R^2 alto, signos esperados, etc.).

Sin embargo, serios problemas pueden surgir de una utilización indiscriminada de este método, los cuales se ponen de manifiesto cuando el pronóstico fuera de muestra, sistemáticamente está lejos del valor real, o cuando al utilizar el modelo en procesos de simulación, los valores esperados difieren de los simulados, aun a pesar de estar utilizando los elementos básicos de la teoría económica para la construcción de

un modelo que explique la evolución de las variables.

La alternativa normalmente se concreta en la búsqueda de los rezagos, o de otras nuevas variables que permitan explicar la evolución del sistema, pero, infortunadamente esa búsqueda normalmente se hace a veces de una manera desordenada dando al traste con los objetivos perseguidos. La utilización del concepto de correlación cruzada de series *estacionarias* ⁽¹³⁾ resulta bastante útil no sólo en la especificación de la relación estadística, (si existe feedback entre las variables se hablará de simultaneidad; causalidad en un solo sentido, exogenidad) sino en la determinación de la forma cómo se constituye la red de relaciones entre las variables (multicolinealidad).

Los coeficientes de correlación obtenidos para diferentes rezagos y entre diversas variables pueden usarse de la misma manera sugerida por Pierce y Haugh ⁽¹⁴⁾ para desarrollar las pruebas de independencia estadística, como para evaluar el poder predictivo de una variable sobre otra, facilitando finalmente la eliminación de los problemas de multicolinealidad existentes a través del examen de la relación de las variables exógenas del sistema.

(11) La utilización de la información del primer trimestre de cada año para la construcción de E, se debe al conocimiento alcanzado en la caracterización del comportamiento de los precios. Véase en Vivas, A., y Oliveros, H. (1985) la utilización de cadenas de Markov para la caracterización del comportamiento trimestral de los precios.

(12) Consúltense los filtros del tipo ARIMA en: Box, G., Pierce, D., and Newbold, P. (1985).

(13) La utilización de series no estacionarias podría inducir problemas de heterocedasticidad puesto que las relaciones estadísticas entre las variables, no son independientes del periodo de tiempo en el que se examinan. Véase en: Raymond, J. L., (1982).

(14) Pierce, D. and Haugh, D., (1977).

La estadística S definida para probar la hipótesis de independencia estadística entre las variables tiene la siguiente forma:

$$S = n * \sum_{K=-M}^N r_{yx}^2(k)$$

con $r_{yx}(k)$ el coeficiente de correlación cruzado para el retardo K en la variable x y el valor en t de la variable y , teniendo S bajo la hipótesis nula (independencia entre las variables) una distribución Ji-cuadrado con $(M+N+1)$ grados de libertad. La significancia de las pruebas permitirá tomar una decisión sobre la existencia de un sistema simultáneo, o recurrente, o aparentemente no relacionado, sin embargo, la definición de la estructura temporal de las relaciones sólo podrá determinarse a través del examen riguroso de los coeficientes de correlación cruzados que estadísticamente sean diferentes de cero ⁽¹⁵⁾.

La propuesta que se presenta a continuación para la determinación puntual de la estructura de la red, (el sistema, si existe, puede verse como un sistema de redes de comunicación) tiene como base la existencia de coeficientes de correlación cruzados diferentes de cero, para rezagos $k = 0, 1, 2, 3, \dots, p$, los cuales a pesar de contener una información (poder predictivo) sobre la evolución de las variables endógenas, sólo podrán entrar al sistema si cumplen con la condición de que la información que contengan sea tal que, la consideración de otro rezago bien sea de la propia variable o de otra, no suponga un incremento en el poder predictivo del que ésta ya presenta ⁽¹⁶⁾.

El concepto de utilidad marginal de la información definido en el párrafo anterior como su utilización se puede ilustrar a través del siguiente ejemplo:

—Considérese que se tienen 4 puntos asociados con coeficientes de correlación cruzados (r) diferentes de cero para las variables exógenas y endógenas de una ecuación del sistema: $a(t)$, $b(t-2)$, $c(t-1)$, y $w(t)$, $z(t)$ exógenas y endógenas respectivamente. Supongamos que la teoría económica postula la existencia de una determinación simultánea entre w y z , así como de una función que explica el comportamiento de w , del tipo, $w = f(z, a, b, c)$.

—La primera variable que entrará al sistema será aquella que tenga el $r_{\omega}(k)$ más alto, y a partir de ésta se comenzará la definición de la red (de un grafo) de comunicaciones a través de coeficientes de correlación parcial. La utilización de estos coeficientes se basa en la posibilidad de responder preguntas tales como: ¿logra la información contenida en las variables que no han entrado al sistema, incrementar el poder predictivo alcanzado al entrar la última variable? ⁽¹⁷⁾.

Para precisar el concepto de utilidad marginal considérese que para un sistema se tiene un r_{12} como el coeficiente de correlación cruzado más alto y más significativo, siendo 1 la variable endógena y 2 alguna predeterminada. La utilidad marginal de la información (umi) para los restantes (j) posibles puntos de la red se define a través de:

(15) El problema de las decisiones, bien sea sobre las variables que entran al sistema, o el de los rezagos, debe resolverse manteniendo un criterio sobre el nivel de error tipo I.

(16) Este concepto de utilidad marginal de la información permite no solo tener una certeza del poder predictivo de las variables predeterminadas, sino del incremento de éste, en la medida en que se entran las variables bajo este criterio.

(17) Las características que tendría el grafo que describiría este tipo de proceso son las siguientes: transitivo, no reflexivo, y no simétrico. La primera puesto que se requiere ir de un nodo a otro utilizando como puente a alguno, no reflexivo ya que no es factible regresarse, (como mínimo del nodo de entrada voy al de salida) y debe ser no simétrico debido a que interesa el punto donde se esté situado.

$$umi(12j) = r12.j / r12 \text{ para } j = 3, 4, \dots$$

siendo $r12.j$ un coeficiente de correlación parcial de primer orden entre las variables 1 y 2, bajo la hipótesis de que ha sido eliminada cualquier asociación común de tipo lineal, con respecto de las j variables restantes. El $r12.j$ puede ser estimado a través de la siguiente expresión: ⁽¹⁸⁾.

$$r12.j = (r12 - r1j \cdot r2j) / [(1 - r1j^2) \cdot (1 - r2j^2)]^{1/2}$$

La prueba estadística propuesta es la siguiente:

tomar el m con el cual se cumpla:

$$umi(12m) = \sup \{ (umi(12j) - 1) : (umi(12j) - 1) > 0, j = 3, 4, \dots, m, \dots \}$$

en otro, caso quedarse en el último punto seleccionado.

Se debe tomar el sup (el supremo) y en esta caso utilizar las más grande diferencia entre la umi y un nivel de "ninguna" información, ($umi = 1$, es aquel nivel en el cual ni se adiciona ni se quita información) puesto que sí interesa cuál es el punto de la red en donde se está, y por lo tanto su escogencia futura. En última instancia, lo que se hace a través de este método es la selección de los nodos de una red, utilizando un criterio de optimización, el cual se traduce en el caso del modelo, en la maximización del r^2 ⁽¹⁹⁾.

IV RESULTADOS

En esta sección se presentan inicialmente los resultados correspondientes a la identificación de las transformaciones y diferen-

ciaciones para convertir las series en estacionarias, como los correspondientes a las diferentes etapas de especificación de las funciones que explican el comportamiento de los salarios y los precios de la industria.

— Identificación de las series

En general las series tienden a convertirse en estacionarias al utilizar diferenciaciones de orden uno ($1-B$) ya sea sobre los logaritmos o sobre su nivel, éste es el caso de W , PI , E , y CF , en tanto que las $1/U$ y V requieren diferenciaciones de orden cuatro, y una adicional de orden uno en el caso de V . En las tablas 1 a 6 del anexo 1 se presentan los autocorrelogramas, los cuales muestran una tendencia a decaer a partir del primer rezago en la mayoría de los casos, como niveles relativamente pequeños en la J_i -Cuadrado, permitiendo concluir la existencia de estacionaridad en las series.

En el cuadro 1 que se presenta a continuación se resume gran parte de la información suministrada por los correlogramas.

Antes de concluir esta sección es importante señalar la existencia de un nivel específico a partir del cual las series de cambios relativos trimestrales de W y PI comienzan a fluctuar. Las medias de las series, w y pi , son significativamente diferentes de cero ⁽²⁰⁾, y no existen coeficientes de auto-

(18) Este concepto es similar al que se utiliza en la estimación de una ecuación por MCO con la escogencia de los regresores a través de la consulta de sumas de cuadrados parciales.

(19) Podrían utilizarse coeficientes de correlación parcial de otro orden, y en este caso las hipótesis de trabajo se relacionarían con las que se realizan al trabajar con sumas de cuadrados parciales. Véase "SAS Statistics — GLM procedure".

(20) Obsérvese en el anexo 1 en las tablas 1 y 2 la prueba de hipótesis sobre las medias: Mean divided by st. error.

CUADRO 1

Variable	Coefficientes ≠ 0 (# del rezago)	Grados Libertad	Ji-Cuadrado
pi	Ninguno	12	7.70
w	4	12	18.97
v	Ninguno	12	15.08
e	4,5	12	32.60*
cf	Ninguno	12	13.87
u	1,2,3	12	41.63**

* Se intentaron otras diferencias sin éxito.

** Existe realmente un proceso AR(1), sin embargo el uso de otra diferenciación no disminuye sustancialmente el test Ji-Cuadrado, por eso se utilizó esta serie.

Fuente: Anexo 1 — Tablas 1 a 6

correlación diferentes de cero, excepto en W, por lo tanto, los modelos inicialmente deberían ser estimados utilizando intercepto, (nivel autónomo) sin embargo la identificación en PI muestra que esta es prácticamente "white noise", por lo tanto este efecto es atribuible a otros factores y no a su propia dinámica.

— *Identificación de las relaciones*

Para la presentación de la identificación de las relaciones entre las variables estacionarias se ha optado por especificar cuatro tipos de relaciones: contemporánea (21), causalidad en un solo sentido, feedback (considerando todos los rezagos), o ninguna.

En el Anexo 2, tablas 1 a 5 se presentan los resultados correspondientes a la identificación de la relación entre las variables. Los coeficientes de correlación cruzados que se encuentran en las tablas son utilizados para construir la estadística S sugerida para las pruebas de independencia.

Puede observarse al consultar las tablas 1 a 5 la presencia de coeficientes de correlación altos a rezagos bajos, (inferiores a

cuatro trimestres) en el caso de las variables que entran en la ecuación de precios, y similar efecto puede verse al considerar la de salarios.

El Cuadro 2 que a continuación se presenta, sintetiza la información requerida para responder a los interrogantes de: cuáles son los rezagos importantes, y cuáles las variables que poseen información valiosa para la explicación del fenómeno.

De acuerdo con los resultados presentados en el cuadro anterior, una primera aproximación al sistema, utilizando un nivel específico de error tipo I (.12) para este caso, sería la siguiente:

$$pi = f(w, cf, e, v) \tag{4}$$

$$w = f(pi, e) \tag{5}$$

En (4) entran: w(t), cf(t, . . . , t-4), e(t-1, . . . , t-4), v(t, . . . , t-4) mientras que en (5) entrarían: p(t), e(t-1, . . . , t-4) (22).

Resulta bastante paradójico que el desequilibrio en el mercado de trabajo no posea la característica de tener una información que permita explicar el comportamiento de los salarios en la industria, sin embargo, existen algunos elementos que permitirían explicar en parte, las rigideces del salario con respecto al desempleo. Sobre este punto, al final del trabajo se harán algunas consideraciones.

(21) A pesar de que las variables no tienen una misma diferenciación es posible hablar de una relación contemporánea, puesto que los niveles alcanzados por las variables originales en (t), afectan el nivel alcanzado por la variable estacionaria.

(22) Los rezagos que entran a ser parte de las ecuaciones corresponden a aquellos que sean significativamente diferentes de cero. Se pueden utilizar pruebas "t-student," o (n-k) como varianza del estimador, en aquellas series donde alguna tienda a ser "white noise".

CUADRO 2*
Relaciones (23)

Variables	Contemporánea		Feedback		Causalidad	
	S	tipo I	S	tipo I	S	tipo I
v — pi	7.21	.00	—	—	—	—
hasta						
4 rezagos	—	—	15.89	.07	12.84	.02
8 rezagos	—	—	18.35	.37	13.40	.14
cf — pi	3.37	.07	—	—	—	—
hasta						
4 rezagos	—	—	14.59	.10	11.76	.04
8 rezagos	—	—	20.66	.24	16.18	.06
e — pi	1.41	.23	—	—	—	—
hasta						
4 rezagos	—	—	20.28	.02	9.14	.10
8 rezagos	—	—	33.79	.01	14.64	.10
w — pi	2.39	.12	—	—	—	—
hasta						
4 rezagos	—	—	6.11	.73	2.93	.71
8 rezagos	—	—	10.06	.90	4.64	.86
e — w	0.45	.50	—	—	—	—
hasta						
4 rezagos	—	—	14.92	.09	8.77	.12
8 rezagos	—	—	17.35	.43	10.88	.28
u — w	0.48	.49	—	—	—	—
hasta						
4 rezagos	—	—	6.72	.66	5.03	.41
8 rezagos	—	—	11.92	.80	7.33	.60
p — w	2.39	.12	—	—	—	—
hasta						
4 rezagos	—	—	6.11	.73	5.57	.35
8 rezagos	—	—	10.06	.90	7.77	.56

* El nivel del error tipo I (rechazar incorrectamente la hipótesis de que no existe alguna relación, bien sea contemporánea, de causalidad, o de feedback) que aparece, corresponde a la probabilidad de cometerlo.

(23) Las pruebas sobre multicolinealidad reportan lo siguiente: una posible relación entre: e y v, en tanto que para las restantes variables vistas dos a dos, no existe dependencia definida, en general pruebas Ji-Cuadrado bajas.

En el caso de ventas y precios se decidió no considerar un efecto de feedback (introducir otra ecuación) puesto que este efecto en el "largo plazo" no existe, (.37 es el nivel de error tipo I al considerar 8 rezagos) y se optó por definir como exógena a las ventas, (.14 es el nivel de error tipo I en 8 rezagos, consúltese el Cuadro 2).

La primera especificación concreta del modelo que se obtiene al hacer las pruebas de hipótesis sobre los rezagos es la siguiente:

$$p_i(t) = b_1w(t) + b_2e(t-1) + b_3e(t-3) + b_4v(t) + b_5v(t-1) + b_6cf(t) + b_7cf(t-1) + \eta_1(t) \quad (6)$$

$$w(t) = a_0 + a_1p_i(t) + a_2e(t-1) + \eta_2(t) \quad (7)$$

El siguiente paso es la identificación de la red utilizando el concepto de utilidad marginal de la información (umi).

— Identificación utilizando umi

Para esta etapa del proceso deben consultarse los anexos 3 a 8 donde se presentan los resultados correspondientes de las correlaciones entre las variables especificadas en las ecuaciones (6) y (7). Es importante señalar que a pesar de que algunos de los coeficientes de correlación entre variables predeterminadas presentaban niveles de error tipo II bastante altos, (el valor debajo de los coeficientes es la probabilidad de admitir que no existe evidencia significativa para rechazar la hipótesis de que el coeficiente sea cero, Anexos 3 y 4) se optó por utilizarlos debido a que este hecho es independiente de la presencia o no de las variables y sus rezagos. La labor que se desarrolla al utilizar el concepto de umi es precisamente la de evaluar qué tan importante es una variable a la luz de sus posibles relaciones.

La primera variable que entra en la red para la especificación de la ecuación de precios, es $v(t)$ puesto que mantiene el menor nivel de error tipo I, obsérvese Cuadro 2. Al utilizar esta variable como el primer nodo del grafo que describe las relaciones, es posible entrar a $e(t-1)$, incrementando en 14.4% el poder predictivo ya existente; partiendo de $e(t-1)$ la variable que entra es $v(t-1)$, aumentando en .67% el poder predictivo existente; utilizando como puente a $v(t-1)$ entra $w(t)$, adicionando apenas .03% al poder predictivo; seguidamente entra $cf(t-1)$ con un alza de 13.7%, inmediatamente después entra $cf(t)$ con aumento del 15.8% y por último entra $e(t-3)$ con un incremento del 3.5%⁽²⁴⁾. La ecuación (6) por lo tanto no varía, sin embargo, en ella existen serios problemas de multicolinealidad puesto que $w(t)$ y $e(t-1)$ tienen una altísima correlación (.405).

La ecuación de salarios al utilizar umi se reduce a una función que depende únicamente de $e(t-1)$, al tratar de introducir a p_i para explicar salarios la umi es de -12%, véase Anexo 8.

El sistema de ecuaciones simultáneas que inicialmente se había especificado puede verse ahora como un sistema recurrente,

$$p_i(t) = b_1w(t) + b_2e(t-1) + b_3e(t-3) + b_4v(t) + b_5v(t-1) + b_6cf(t) + b_7cf(t-1) + \eta_1(t) \quad (8)$$

$$w(t) = a_0 + a_2e(t-1) + \eta_2(t) \quad (9)$$

para el cual existen diferentes mecanismos de estimación dada la forma en que queda especificado, y el papel que cumple la variable expectativas dentro de él. Adicionalmente la definición de la recurrencia

(24) Consúltese los anexos 5 a 7.

implica una más marcada presencia de multicolinealidad entre salarios y expectativas, basta con reemplazar $w(t)$ en (8) por el término de la derecha de (9) para concluir que existe este problema.

La diferencia entre el tratamiento hecho anteriormente para establecer las relaciones, incluyendo la variable de expectativas, y los métodos tradicionales en econometría, se encuentra básicamente en la endogenización que de la componente observada de expectativas se hace a través de las variables exógenas del sistema. En el caso que nos ocupa, se estimaría un sistema de ecuaciones simultáneas con un bloque recurrente⁽²⁵⁾, mientras que utilizando *umi* sería un sistema de ecuaciones recurrente.

La endogenización de (e), no es sino en cierta medida, un reconocimiento de la necesidad de hallar una explicación sobre ella, pues lo que se ha hecho, es hacer una suposición sobre la forma como se constituye, (existe un deseo específico de darle piso a la función $h(t)=e^*$) sin embargo, esta consideración produce para la estimación del modelo una significativa disminución del poder predictivo de (e), dando como resultado la existencia de una determinación simultánea en modelos de salarios y precios. Esto puede verse claramente al consultar el Anexo 8; si el poder predictivo de (e) fuese menor, el de (pi) se mejoraría relativamente, dando como resultado su entrada al grafo que explica salarios.

— El método de estimación

Antes de pasar a estimar el modelo, vale la pena mencionar cuáles son los problemas que persisten en la especificación hecha en las ecuaciones (8) y (9). Inicialmente, de la ecuación (8) debería salir la variable de expectativas puesto que se presenta la multicolinealidad con salarios,

además como los precios son endógenos con relación al salario, mas este no lo es con respecto a ellos, puede existir un problema de correlación contemporánea entre los errores.

Un posible método de estimación de las ecuaciones (8) y (9) sería la utilización de mínimos cuadrados en dos etapas, (2SLS) con una primera etapa en la que se estimaría la ecuación (9), excluyendo luego de la (8) la variable de expectativas. Otra posible forma de estimar el modelo, eliminando de (8) expectativas, es utilizar estimadores de razón de mínima varianza (MVR), o estimadores clase k ⁽²⁶⁾, sin embargo dada la característica de identificación exacta de la ecuación de precios, (basta con examinar la condición de orden; el número de exógenas en el sistema es igual al número de exógenas en la ecuación, e igual al número de endógenas en la ecuación menos uno) los estimadores son equivalentes, y por lo tanto se optó por el uso de 2SLS o 3SLS.

La utilización de 3SLS aproxima el proceso de estimación al propuesto para variables con error por Goldberger⁽²⁷⁾. Sin embargo, los problemas que presenta el endogenizar la variable de expectativas con respecto a todas las exógenas del sistema, que se traducen en una pérdida de poder predictivo, (y que resuelve el estimador propuesto por Goldberger) aumentan el error ya existente en la aproximación de la componente de expectativas observada. Por lo tanto, la alternativa de *umi* resulta útil para la toma de decisiones con respecto a la variable de expectativas, y el uso de

(25) Véase Kajal Lahiri Op. Cit.

(26) Pyndyck, R., y Rubinfeld, D. (1980).

(27) Véase Kajal Lahiri Op. Cit.

3SLS para la consideración de variables exógenas con error ⁽²⁸⁾.

— *Modelos estimados*

Los modelos estimados inicialmente son los siguientes:

$$pi(t) = b1w(t) + b4v(t) + b5v(t-1) + b6cf(t) + b7cf(t-1) + \eta_1(t) \quad (9)$$

$$w(t) = a0 + a2e(t-1) + \eta_2(t) \quad (10)$$

Sin embargo, se corrió la estimación de las ecuaciones (8) y (9) sin la corrección del problema de linealidad entre salarios y expectativas. Como era de esperar, las variables $e(t-1)$ y $e(t-3)$ no son significativamente diferentes de cero, salen del sistema, en particular $e(t-3)$ sale del sistema debido al problema de linealidad entre $w(t)$ y $e(t-1)$ y a que es posible expresar la ecuación (8) de la siguiente forma:

$$pi(t) = a0 + a2e(t-1) + (b2 + b3B^2) e(t-1) + b4v(t) + b5v(t-1) + b6cf(t) + b7cf(t-1) + \eta_1(t) \quad (8a)$$

$$w(t) = a0 + a2e(t-1) + \eta_2(t) \quad (9)$$

Otros problemas se derivan de la recurrencia tan especial que se produce entre salarios y precios; la entrada de $cf(t-1)$ obedece a su menor correlación con $e(t-1)$ y a su mayor correlación con $pi(t)$, en tanto que con $cf(t)$, sucede el fenómeno contrario, y por lo tanto su efecto es no significativo, consúltese los Anexos 10 y 11 donde se presenta la estimación final del sistema recurrente, y el Anexo 3 en lo que respecta a los coeficientes.

A continuación, se presentan para las estimaciones los comentarios de las "elasticidades" del ejercicio propuesto. Debe recordarse que debido a que las variables no tienen la misma transformación los

efectos deben considerarse de acuerdo con su respectivo referente temporal, incluyendo el concepto de transformación y diferenciación.

Los cambios relativos en el salario de la industria, están asociados con un nivel autónomo de crecimiento trimestral, que alcanza el valor de (6.1%), más un efecto relacionado con los posibles cambios que se espera presenten en su comportamiento los precios de la economía.

Específicamente a cambios de (1.0%) en nivel de la tasa anual esperada de los precios de la economía, por ejemplo: la tasa anual esperada en $(t-1)$ es de 19% y la de (t) es de 20%, se presentará (0.3%) de cambio en los salarios de la industria.

Es conveniente retomar en este punto, lo que se había argumentado en páginas anteriores en relación con la posible presencia de un nivel específico a partir del cual los salarios fluctuarían (el intercepto es altamente significativo, Anexos 10 y 11) y la no inclusión de la tasa de desempleo, o de su inverso, como variable explicativa, ya que ambos fenómenos están relacionados. La relación se puede establecer gracias a la existencia en Colombia de una política laboral que fija un salario mínimo legal, el cual puede servir de base para la determinación, bien sea de los cambios, o del nivel del salario, por lo tanto la salida de U del modelo, como la presencia de intercepto, pueden derivarse en parte de este hecho.

(28) Debido a los inconvenientes encontrados en la endogenización de la variable de expectativas, (disminución del poder predictivo) en algunos trabajos se ha pasado a utilizar como variable instrumental a t tiempo, véase, McCallum, B. (1976).

(29) $b3B^2e(t-1) = b3e(t-3)$.

En el caso de la ecuación de precios de la industria se observa que, a cambios relativos trimestrales de (1.0%) en el salario, visto este a través de expectativas, se presenta un incremento de (0.82%) en los precios de los bienes industriales. Este resultado no sorprende, ya que una estimación hecha recientemente utilizando la matriz insumo producto, reporta aproximadamente una elasticidad (0.5%) de los precios industriales, considerando los efectos directos e indirectos, de un cambio de (1.0%) en los salarios (30).

En el caso de ventas mayoristas, se observa que una disminución (1.0%) en el comportamiento anual del volumen comercializado, (se pasa de (3.0%) a un (2.0%) de crecimiento real anual), se producirá un incremento inmediato de (0.17%) en los precios y de (0.10%) para el siguiente trimestre. En particular, este ajuste es típico en mercados oligopólicos, donde el mantenimiento del margen se hace a través de incrementos en precios. Debe tenerse en cuenta que a pesar de que la relación es contemporánea, golpes en (t) en ventas, afectan precios en (t) y (t + 1), en este efecto está mediando el referente temporal anual.

Los costos financieros reportan un fuerte efecto sobre los precios, cambios de nivel trimestrales de (1.0%) en la tasa de interés hoy, producirán un incremento de (0.6%) en los precios en el siguiente trimestre. Este hecho podría ser explicado en parte por el fuerte peso que tienen los pasivos financieros dentro del total de pasivos, en 1976 era de 45.2%, y en el 1983 alcanzaba un peso de 56.2%, así como por la disminución tan marcada que sufre el pasivo comercial en igual período, de 22.6% a 9.7%, la cual muy probablemente fue financiada con recursos de corto plazo provenientes del sector financiero y a las tasas de mercado (31).

Antes de terminar esta sección de resultados de los modelos, es conveniente señalar que el efecto de homogeneidad de varianza de los residuales, que se argumentaba como ventajoso, y que se derivaba de la utilización de series estacionarias, se está cumpliendo, la identificación de los residuales a través de análisis de series reporta además de una estructura estable en el error, la imposibilidad de asociar un modelo a su comportamiento. En el Anexo 12 se presentan los resultados correspondientes a una identificación de las series.



CONSIDERACIONES FINALES

Para terminar, es conveniente señalar en primera instancia la importancia que tuvo dentro de este trabajo el establecimiento de un mecanismo de evaluación de las relaciones entre las variables, y la consideración de un nivel de error tipo I único en la toma de decisiones, (.12). Además de esto, las características de las pruebas desarrolladas bajo (umi) así como la utilización de los conceptos de significancia estadística, para la definición de la estructura de la red (el sistema) dieron como resultado un incremento en el poder predictivo. Si se observan los Anexos 9 a 11 se puede comprobar un incremento en el r^2 , que pasa de .8906 en la estimación con problemas de multicolinealidad a .8928 en el caso de la ecuación de precios, en tanto que la de salarios se mantuvo estable, aunque baja.

(30) Las elasticidades para algunos subsectores hechas por López, L., y Acosta, O., (1986) reportan para el caso de equipo de transporte (0.57%), textiles y cuero (0.55%), maquinaria y equipo (0.48%), maderas, (0.51%), con una primera aproximación para el total de industria de (0.50%).

(31) Rosas, M., (1984).

Adicionalmente, los errores tipo I que reportan las pruebas *t*-student son inferiores todos a (.12) al utilizar 3SLS.

El papel que juega la variable de expectativas en la determinación del tipo de relación existente entre salarios y precios es definitivo, sin embargo cabe anotar que es precisamente por la débil relación que existe entre las dos últimas, que su determinación simultánea no se da. Y, en el caso de salarios, se evidencia mucho más esto, puesto que normalmente lo que se ha hecho es una indexación anual del salario mínimo legal.

En segundo lugar, a pesar de que se reconoce que en la variable de expectativas aproximada utilizando filtros ARIMA, u

otro tipo de función, existe un error, y que ese error es una función que dependerá del lapso de tiempo transcurrido (más específicamente de todo lo que posibilita ese lapso de tiempo) e implícito que existe, al hacer una previsión sobre el comportamiento de los precios, así como de la información que agentes económicos y planificadores tengan, es importante señalar que la eliminación de todo aquello que aumente, o produzca una información que indique cambios significativos en el crecimiento de la tasa esperada de inflación, producirá un beneficio. Sin embargo lo paradójico de esto, reside en el hecho de que nunca se podrá saber exactamente qué tan alejado se estuvo del ϵ (nota 10) que estuvo implícito en la decisión de los agentes y planificadores económicos.

Bibliografía

BOX, G., PIERCE, D., and NEWBOLD, P. "Estimating current trend and growth rates in seasonal time series". Federal Reserve System, 1985.

CARRASQUILLA, A. "Notas sobre Análisis Cuantitativo bajo Expectativas Racionales". Desarrollo y Sociedad, (por publicar) 1986.

FRIEDMAN, M., "The Role of Monetary Policy". AER, 1968.

GORDON, R. "Understanding inflation in the 1980s". Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1 The Brookings Institution, 1985.

KAJAL LAHIRI. The Econometrics of Inflationary Expectations. Studies in Monetary Economics, Vol. 7. North Holland, 1981.

LOPEZ, L. y ACOSTA, O. "Aplicaciones de la Matriz Insumo Producto-Caso Salarios" (mimeo en desarrollo) Banco de la República, 1986.

LUCAS, R., SARGENT, T. Rational Expectations and Econometric Practice. University of Minnesota, 1981.

MACCALLUM, B. "Rational expectations and the estimation of econometric models: and alternative procedure". International Economic Review, XVII, 1976.

PIERCE, D. and Haugh, D. "Causality in temporal systems: Characterizations and survey". Federal Reserve System, 1977.

PHELPS, E. "Inflation of the Theory of Public Finance". Swedish J. Econ. 1973.

PYNDICK, R., y RUBINFELD, D. Modelos Económicos, Labor Universitaria, 1980.

RAYMOND, J. Econometría e inflación, Pirámide, Madrid, 1982.

SAS Statistics — GLM procedure, SAS Institute, 1982.

SHUPP, F. "Macroeconomic Theory and Policy". University of Illinois, (mimeo) 1983.

VIVAS, A., y OLIVEROS, H. "Modelos Estocásticos en Indicadores de Precios", (mimeo) Banco de la República (1985).

ANEXO 1

TABLA 1

Autocorrelation function
 Data — IPMOI 74/84 — Trimestral—
 Differencing — Original series is your data
 Differences below are of order 1
 Your data transformed data = Log (Z(T)+0.00000E+00)
 Original series
 Mean of the series = 0.63999E + 01
 ST. Dev. of series = 0.66121E + 00
 Number of observations = 44

1— 4	0.93	0.87	0.80	0.74
ST.E.	0.15	0.25	0.31	0.35
5— 8	0.68	0.61	0.54	0.48
ST.E.	0.39	0.41	0.43	0.45
9— 12	0.42	0.35	0.29	0.23
ST.E.	0.46	0.47	0.47	0.48

Mean divided by ST. error = 0.64204E + 02

To test whether this series is white noise, the value 0.23501E + 03 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

Difference 1
 Mean of the series = 0.51293E — 01
 ST. Dev. of series = 0.21176E — 01
 Number of observations = 43

1— 4	0.10	-0.09	-0.04	0.03
ST.E.	0.15	0.15	0.16	0.16
5— 8	0.04	-0.24	0.03	-0.09
ST.E.	0.16	0.16	0.16	0.16
9— 12	0.07	0.03	-0.19	0.10
ST.E.	0.17	0.17	0.17	0.17

Mean divided by ST. error = 0.15884E + 02

To test whether this series is white noise, the value 0.77009E + 01 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

TABLA 2

Autocorrelation function
 Data — Salarios nominales obreros 74/84 — Trimestral—
 Differencing — Original series is your data
 Differences below are of order 1
 Your data transformed data = Log (Z(T)+0.00000E+00)
 Original series
 Mean of the series = 0.62173E + 01
 ST. Dev. of series = 0.78989E + 00
 Number of observations = 44

1— 4	0.94	0.88	0.81	0.75
ST.E.	0.15	0.25	0.31	0.36
5— 8	0.68	0.62	0.55	0.48
ST.E.	0.39	0.42	0.44	0.45
9— 12	0.42	0.36	0.29	0.23
ST.E.	0.46	0.47	0.48	0.48

Mean divided by ST. error = 0.52211E + 02

To test whether this series is white noise, the value 0.23946E + 03 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

Difference 1
 Mean of the series = 0.58906E — 01
 ST. Dev. of series = 0.17484E — 01
 Number of observations = 43

1— 4	-0.06	-0.09	0.09	0.46
ST.E.	0.15	0.15	0.15	0.16
5— 8	-0.01	-0.03	0.02	0.29
ST.E.	0.18	0.18	0.18	0.18
9— 12	-0.18	-0.10	0.01	0.10
ST.E.	0.19	0.20	0.20	0.20

Mean divided by ST. error = 0.22093E + 02

To test whether this series is white noise, the value 0.18969E + 02 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

TABLA 3

TABLA 4

Autocorrelation function

Autocorrelation function

Data — Tasa de interés nominal 74/84 —Trimestral—

Data — Ventas mayoristas 74/84 —Trimestral—

Differencing — Original series is your data

Differencing — Original series is your data differenced by

Differences below are of order 1

1) 1 of order 4
Differences below are of order 1

Original series

Original series

Mean of the series = 0.25300E + 02

Mean of the series = 0.14428E — 01

ST. Dev. of series = 0.39497E + 01

ST. Dev. of series = 0.67035E — 01

Number of observations = 44

Number of observations = 40

1— 4	0.91	0.82	0.75	0.68
ST.E.	0.15	0.25	0.30	0.34
5— 8	0.62	0.56	0.50	0.42
ST.E.	0.37	0.39	0.41	0.42
9— 12	0.35	0.29	0.22	0.16
ST.E.	0.43	0.44	0.44	0.45

1— 4	0.78	0.49	0.28	0.17
ST.E.	0.16	0.24	0.26	0.27
5— 8	0.10	0.00	-0.13	-0.22
ST.E.	0.27	0.27	0.27	0.27
9— 12	-0.20	-0.14	-0.18	-0.27
ST.E.	0.28	0.28	0.28	0.28

Mean divided by ST. error = 0.42490E + 02

Mean divided by ST. error = 0.13613E + 01

To test whether this series is white noise, the value 0.19906E + 03 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

To test whether this series is white noise, the value 0.54859E + 02 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

Difference 1

Difference 1

Mean of the series = 0.27093E + 00

Mean of the series = 0.14506E — 02

ST. Dev. of series = 0.94189E + 00

ST. Dev. of series = 0.43334E — 01

Number of observations = 43

Number of observations = 39

1— 4	0.24	-0.03	0.01	0.01
ST.E.	0.15	0.16	0.16	0.16
5— 8	0.04	0.15	-0.07	-0.09
ST.E.	0.16	0.16	0.16	0.17
9— 12	-0.36	-0.10	-0.04	-0.13
ST.E.	0.17	0.18	0.19	0.19

1— 4	0.17	-0.18	-0.20	-0.13
ST.E.	0.16	0.16	0.17	0.18
5— 8	0.04	0.03	-0.03	-0.24
ST.E.	0.18	0.18	0.18	0.18
9— 12	-0.06	0.30	0.16	-0.06
ST.E.	0.19	0.19	0.20	0.20

Mean divided by ST. error = 0.18862E + 01

Mean divided by ST. error = 0.20905E + 00

To test whether this series is white noise, the value 0.13867E + 02 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

To test whether this series is white noise, the value 0.15083E + 02 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

TABLA 5

Autocorrelation function

Data — Expectativas de precios (1) —Trimestral—

Differencing — Original series is your data

Differences below are of order 1

Original series

Mean of the series = 0.21388E + 02

ST. Dev. of series = 0.36837E + 01

Number of observations = 44

1— 4	0.74	0.38	0.04	-0.28
ST.E.	0.15	0.22	0.23	0.23
5— 8	-0.43	-0.33	-0.19	0.02
ST.E.	0.24	0.26	0.27	0.27
9— 12	0.14	0.09	-0.02	-0.08
ST.E.	0.27	0.27	0.27	0.27

Mean divided by ST. error = 0.38513E + 02

To test whether this series is white noise, the value 0.56603E + 02 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

Difference 1

Mean of the series = -.13140E + 00

ST. Dev. of series = 0.25639E + 01

Number of observations = 43

1— 4	0.20	-0.05	-0.03	-0.36
ST.E.	0.15	0.16	0.16	0.16
5— 8	-0.49	-0.08	-0.08	0.20
ST.E.	0.18	0.21	0.21	0.21
9— 12	0.35	0.13	-0.07	0.11
ST.E.	0.21	0.22	0.23	0.23

Mean divided by ST. error = 0.33606E + 00

To test whether this series is white noise, the value 0.32607E + 02 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

TABLA 6

Autocorrelation function

Data — Tasa de desempleo 74/84 —Trimestral—

Differencing — Original series is your data

Differences below are of order 4

Your data transformed data = (Z(T)+0.00000E+00)**
— .10000E + 01

Original series

Mean of the series = 0.10102E + 00

ST. Dev. of series = 0.15434E — 01

Number of observations = 44

1— 4	0.66	0.57	0.44	0.42
ST.E.	0.15	0.21	0.24	0.26
5— 8	0.16	0.06	-0.06	-0.02
ST.E.	0.27	0.27	0.28	0.28
9— 12	-0.18	-0.15	-0.19	-0.08
ST.E.	0.28	0.28	0.28	0.28

Mean divided by ST. error = 0.43417E + 02

To test whether this series is white noise, the value 0.60674E + 02 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

Difference 1

Mean of the series = -.12672E — 02

ST. Dev. of series = 0.14315E — 01

Number of observations = 40

1— 4	0.61	0.53	0.39	0.06
ST.E.	0.16	0.21	0.24	0.26
5— 8	0.06	-0.14	-0.16	-0.17
ST.E.	0.26	0.26	0.26	0.26
9— 12	-0.20	0.02	-0.01	0.04
ST.E.	0.26	0.27	0.27	0.27

Mean divided by ST. error = 0.55985E + 00

To test whether this series is white noise, the value 0.41633E + 02 should be compared with a chi-square variable with 12 degrees of freedom

ANEXO 2

TABLA 1

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Ventas mayoristas 74/84
—Trimestral—
Series 2 — Prewhitened IPMOI 74/84 —Trimestral—

Mean of series 1 = 0.14506E-02
ST. Dev. of series 1 = 0.43334E-01
Mean of series 2 = 0.49970E-01
St. Dev. of series 2 = 0.20873E-01

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	-0.430	0	-0.430
1	-0.304	1	0.180
2	-0.145	2	0.142
3	-0.153	3	0.161
4	0.087	4	-0.033
5	-0.043	5	0.151
6	0.093	6	0.073
7	0.026	7	-0.110
8	0.057	8	-0.086
9	0.253	9	-0.225
10	0.040	10	-0.066
11	0.127	11	0.132
12	-0.089	12	0.137

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Tasa de interés nominal
74/84 —Trimestral—
Series 2 — Prewhitened IPMOI 74/84 —Trimestral—

Mean of series 1 = 0.27093E+00
ST. Dev. of series 1 = 0.94189E+00
Mean of series 2 = 0.51293E-01
St. Dev. of series 2 = 0.21176E-01

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	0.282	0	0.282
1	0.344	1	0.114
2	0.092	2	0.110
3	-0.152	3	0.149
4	-0.210	4	0.132
5	0.085	5	0.008
6	0.269	6	-0.057
7	0.120	7	0.154
8	-0.093	8	-0.107
9	-0.108	9	-0.302
10	-0.094	10	0.004
11	-0.033	11	-0.034
12	-0.155	12	-0.258

TABLA 2

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Expectativas de precios (1)
—Trimestral—
Series 2 — Prewhitened IPMOI 74/84 —Trimestral—

Mean of series 1 = -0.13140E+00
ST. Dev. of series 1 = 0.25639E+01
Mean of series 2 = 0.51293E-01
St. Dev. of series 2 = 0.21176E-01

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	0.181	0	0.181
1	0.320	1	0.117
2	-0.046	2	0.317
3	-0.252	3	0.321
4	-0.108	4	-0.205
5	-0.308	5	-0.366
6	0.009	6	-0.031
7	0.137	7	-0.203
8	0.120	8	0.101
9	0.106	9	-0.029
10	0.113	10	-0.010
11	-0.004	11	0.254
12	-0.058	12	0.079

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Salarios nominales obreros
74/84 —Trimestral—
Series 2 — Prewhitened IPMOI 74/84 —Trimestral—

Mean of series 1 = 0.58906E-01
ST. Dev. of series 1 = 0.17484E-01
Mean of series 2 = 0.51293E-01
St. Dev. of series 2 = 0.21176E-01

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	0.236	0	0.236
1	0.026	1	-0.041
2	-0.021	2	-0.232
3	0.100	3	0.034
4	-0.036	4	0.131
5	0.055	5	0.046
6	0.031	6	-0.150
7	0.162	7	0.058
8	0.096	8	0.152
9	0.015	9	0.123
10	-0.118	10	-0.194
11	0.042	11	-0.181
12	0.139	12	0.207

TABLA 3

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Expectativas de precios (1) —Trimestral—

Series 2 — Prewhitened Salarios nominales obreros 74/84 —Trimestral—

Mean of series 1 = -0.13140E+00
 ST. Dev. of series 1 = 0.25639E+01
 Mean of series 2 = 0.58906E-01
 St. Dev. of series 2 = 0.17484E-01

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	-0.102	0	-0.102
1	0.400	1	-0.125
2	-0.080	2	0.117
3	-0.162	3	0.235
4	0.030	4	-0.242
5	0.190	5	0.068
6	0.043	6	-0.006
7	0.092	7	0.035
8	-0.052	8	-0.038
9	0.139	9	0.011
10	0.060	10	-0.084
11	-0.229	11	0.130
12	-0.108	12	-0.250

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Inverso tasa de desempleo 74/84 —Trimestral—

Series 2 — Prewhitened Salarios nominales obreros 74/84 —Trimestral—

Mean of series 1 = -0.12672E-02
 ST. Dev. of series 1 = 0.14315E-01
 Mean of series 2 = 0.60124E-01
 St. Dev. of series 2 = 0.17485E-01

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	0.109	0	0.109
1	0.015	1	0.194
2	0.250	2	0.045
3	0.023	3	0.035
4	0.225	4	-0.037
5	0.199	5	-0.086
6	0.045	6	-0.130
7	0.079	7	-0.206
8	0.098	8	-0.076
9	0.083	9	-0.147
10	0.103	10	-0.186
11	0.012	11	0.070
12	-0.003	12	-0.124

TABLA 4

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Expectativas de precios (1) —Trimestral—

Series 2 — Prewhitened Tasa de interés nominal 74/84 —Trimestral—

Mean of series 1 = -0.13140E+00
 ST. Dev. of series 1 = 0.25639E+01
 Mean of series 2 = 0.27093E+00
 St. Dev. of series 2 = 0.94189E+00

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	0.117	0	0.117
1	0.232	1	0.196
2	0.131	2	-0.052
3	-0.006	3	-0.026
4	-0.030	4	0.027
5	-0.118	5	0.008
6	-0.178	6	-0.233
7	0.064	7	0.001
8	0.121	8	0.142
9	0.042	9	0.207
10	-0.044	10	-0.125
11	0.037	11	-0.011
12	-0.013	12	-0.093

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Tasa de interés nominal 74/84 —Trimestral—

Series 2 — Prewhitened Ventas mayoristas 74/84 —Trimestral—

Mean of series 1 = 0.19256E+00
 ST. Dev. of series 1 = 0.94550E+00
 Mean of series 2 = 0.14506E-02
 St. Dev. of series 2 = 0.43334E-01

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	-0.145	0	-0.145
1	-0.047	1	-0.256
2	0.192	2	-0.043
3	0.172	3	0.036
4	-0.127	4	-0.121
5	-0.117	5	-0.083
6	-0.082	6	0.046
7	0.131	7	-0.157
8	0.045	8	0.214
9	-0.044	9	0.222
10	-0.033	10	0.065
11	-0.101	11	-0.142
12	0.107	12	0.064

TABLA 5

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Expectativas de precios (1)
—Trimestral—

Series 2 — Prewhitened Inverso tasa de desempleo
74/84 —Trimestral—

Mean of series 1 = $-0.16950E+00$
ST. Dev. of series 1 = $0.26528E+01$
Mean of series 2 = $-0.12672E-02$
St. Dev. of series 2 = $0.14315E-01$

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	0.136	0	0.136
1	0.021	1	0.108
2	0.165	2	0.049
3	0.068	3	-0.053
4	-0.114	4	-0.036
5	0.119	5	0.013
6	0.046	6	-0.074
7	0.043	7	0.096
8	0.217	8	0.084
9	0.094	9	0.008
10	0.012	10	0.050
11	-0.144	11	-0.020
12	-0.181	12	-0.062

Cross correlations

Series 1 — Prewhitened Expectativas de precios (1)
—Trimestral—

Series 2 — Prewhitened Ventas mayoristas 74/84
—Trimestral—

Mean of series 1 = $-0.19385E+00$
ST. Dev. of series 1 = $0.26822E+01$
Mean of series 2 = $0.14506E-02$
St. Dev. of series 2 = $0.43334E-01$

Number of lags on series 1	Cross correlation	Number of lags on series 2	Cross correlation
0	-0.028	0	-0.028
1	0.095	1	-0.139
2	0.369	2	-0.240
3	0.231	3	-0.278
4	0.212	4	-0.201
5	0.054	5	0.067
6	-0.302	6	0.147
7	-0.385	7	0.227
8	-0.217	8	0.044
9	0.047	9	0.055
10	0.009	10	0.068
11	0.079	11	-0.098
12	0.209	12	0.021

ANEXO 3

Datos del proyecto de análisis de causalidad

15:01 Tuesday, April 22, 1986 2

Correlation coefficients / Prob > |R| Under HO:RHO = 0 / Number of observations

	P1	W1	L1E1	L3E1	V1	L1V1	C1	L1C1
P1	1.00000 0.0000 43	0.23637 0.1270 43	0.33060 0.0325 42	-0.27209 0.0894 40	-0.43013 0.0063 39	-0.32701 0.0451 38	0.28182 0.0671 43	0.35634 0.0205 42
W1	0.23637 0.1270 43	1.00000 0.0000 43	0.40533 0.0077 42	-0.17030 0.2934 40	-0.18303 0.2647 39	-0.03584 0.8309 38	0.06884 0.6609 43	-0.04095 0.7968 42
L1E1	0.33060 0.0325 42	0.40533 0.0077 42	1.00000 0.0000 42	-0.04202 0.7968 40	0.09701 0.5568 39	-0.05042 0.7637 38	0.23387 0.1360 42	0.11952 0.4509 42
L3E1	-0.27209 0.0894 40	-0.17030 0.2934 40	-0.04202 0.7968 40	1.00000 0.0000 40	0.24140 0.1387 39	0.44617 0.0050 38	-0.00680 0.9668 40	0.13067 0.4216 40
V1	-0.43013 0.0063 39	-0.18303 0.2647 39	0.09701 0.5568 39	0.24140 0.1387 39	1.00000 0.0000 39	0.18012 0.2792 38	-0.14514 0.3780 39	-0.04668 0.7778 39
L1V1	-0.32701 0.0451 38	-0.03584 0.8309 38	-0.05042 0.7637 38	0.44617 0.0050 38	0.18012 0.2792 38	1.00000 0.0000 38	-0.27283 0.0975 38	-0.14359 0.3898 38
C1	0.28182 0.0671 43	0.06884 0.6609 43	0.23387 0.1360 42	-0.00680 0.9668 40	-0.14514 0.3780 39	-0.27283 0.0975 38	1.00000 0.0000 43	0.24104 0.1241 42
L1C1	0.35634 0.0205 42	-0.04095 0.7968 42	0.11952 0.4509 42	0.13067 0.4216 40	-0.04668 0.7778 39	-0.14359 0.3898 38	0.24104 0.1241 42	1.00000 0.0000 42

ANEXO 4

Datos del proyecto de análisis de causalidad

15:01 Tuesday, April 22, 1986 3

Correlation coefficients / Prob > |R| Under HO:RHO = 0 / Number of observations

	W1	P1	L1E1
W1	1.00000 0.0000 43	0.23637 0.1270 43	0.40533 0.0077 42
P1	0.23637 0.1270 43	1.00000 0.0000 43	0.33060 0.0325 42
L1E1	0.40533 0.0077 42	0.33060 0.0325 42	1.00000 0.0000 42

ANEXO 5

Estimación de las UMI para el diseño de la red*

- Y1 = $\pi(t)$
- Y2 = $w(t)$
- x1 = $v(t)$
- x2 = $v(t-1)$
- x3 = $cf(t)$
- x4 = $cf(t-1)$
- x5 = $e(t-1)$
- x6 = $e(t-3)$

*Los conceptos que se utilizan son los de correlación parcial y utilidad marginal de la información

Variables	$\pi(t)$	$v(t)$	$v(t-1)$	Variables	$\pi(t)$	$e(t-1)$	$v(t-1)$
	----- ----- -----				----- ----- -----		
$\pi(t)$	1.000	-0.430	-0.327	$\pi(t)$	1.000	0.331	-0.327
$v(t)$		1.000	0.180	$e(t-1)$		1.000	-0.050
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.9285	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.0067
Variables	$\pi(t)$	$v(t)$	$cf(t)$	Variables	$\pi(t)$	$e(t-3)$	$cf(t)$
	----- ----- -----				----- ----- -----		
$\pi(t)$	1.000	-0.430	0.282	$\pi(t)$	1.000	0.331	0.282
$v(t)$		1.000	-0.145	$e(t-1)$		1.000	0.234
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.9532	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.8583
Variables	$\pi(t)$	$v(t)$	$cf(t-1)$	Variables	$\pi(t)$	$e(t-1)$	$cf(t-1)$
	----- ----- -----				----- ----- -----		
$\pi(t)$	1.000	-0.430	0.356	$\pi(t)$	1.000	0.331	0.356
$v(t)$		1.000	-0.047	$e(t-1)$		1.000	0.120
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.030	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.939
Variables	$\pi(t)$	$v(t)$	$e(t-1)$	Variables	$\pi(t)$	$e(t-1)$	$e(t-3)$
	----- ----- -----				----- ----- -----		
$\pi(t)$	1.000	-0.430	0.331	$\pi(t)$	1.000	0.331	-0.272
$v(t)$		1.000	0.097	$e(t-1)$		1.000	-0.042
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.144	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.004
Variables	$\pi(t)$	$v(t)$	$e(t-3)$	Variables	$\pi(t)$	$e(t-1)$	$v(t)$
	----- ----- -----				----- ----- -----		
$\pi(t)$	1.000	-0.430	-0.272	$\pi(t)$	1.000	0.331	0.236
$v(t)$		1.000	0.241	$e(t-1)$		1.000	0.405
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.907	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.800
Variables	$\pi(t)$	$v(t)$	$v(t)$	Variables	$\pi(t)$	$e(t-1)$	
	----- ----- -----				----- ----- -----		
$\pi(t)$	1.000	-0.430	0.236	$\pi(t)$	1.000	0.331	
$v(t)$		1.000	-0.183	$e(t-1)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.942	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000

ANEXO 6

Estimación de las UMI para el diseño de la red *

Y1 =	$\pi(t)$
Y2 =	$w(t)$
x1 =	$v(t)$
x2 =	$v(t-1)$
x3 =	$cf(t)$
x4 =	$cf(t-1)$
x5 =	$e(t-1)$
x6 =	$e(t-3)$

* Los conceptos que se utilizan son los de correlación parcial y utilidad marginal de la información

Variables	$\pi(t)$	$v(t-1)$	$cf(t)$	Variables	$\pi(t)$	$w(t)$	$cf(t)$
	-----	-----	-----		-----	-----	-----
$\pi(t)$	1.000	-0.327	0.282	$\pi(t)$	1.000	0.236	0.282
$v(t-1)$		1.000	-0.278	$w(t)$		1.000	0.069
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.8249	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.9590
	-----	-----	-----		-----	-----	-----
$\pi(t)$	1.000	-0.327	0.356	$\pi(t)$	1.000	0.236	0.356
$v(t-1)$		1.000	-0.144	$w(t)$		1.000	-0.041
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.9122	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.1373
	-----	-----	-----		-----	-----	-----
$\pi(t)$	1.000	-0.327	-0.272	$\pi(t)$	1.000	0.236	-0.272
$v(t-1)$		1.000	0.446	$w(t)$		1.000	-0.170
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.730	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.848
	-----	-----	-----		-----	-----	-----
$\pi(t)$	1.000	-0.327	0.236	$\pi(t)$	1.000	0.236	
$v(t-1)$		1.000	-0.036	$w(t)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.003	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
	-----	-----	-----		-----	-----	-----
$\pi(t)$	1.000	-0.327		$\pi(t)$	1.000	0.236	
$v(t-1)$		1.000		$w(t)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
	-----	-----	-----		-----	-----	-----
$\pi(t)$	1.000	-0.327		$\pi(t)$	1.000	0.236	
$v(t-1)$		1.000		$w(t)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000

ANEXO 7

Estimación de las UMI para el diseño de la red *

Y1 = $\pi(t)$
 Y2 = $w(t)$
 x1 = $v(t)$
 x2 = $v(t-1)$
 x3 = $cf(t)$
 x4 = $cf(t-1)$
 x5 = $e(t-1)$
 x6 = $e(t-3)$

* Los conceptos que se utilizan son los de correlación parcial y utilidad marginal de la información

Variables	$\pi(t)$	$cf(t-1)$	$cf(t)$	Variables	$\pi(t)$	$e(t-3)$	$cf(t)$
$\pi(t)$	1.000	0.356	0.282	$\pi(t)$	1.000	-0.272	0.282
$cf(t-1)$		1.000	0.241	$e(t-3)$		1.000	-0.007
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.8600	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.0349
$\pi(t)$	1.000	0.356	-0.272	$\pi(t)$	1.000	-0.272	
$cf(t-1)$		1.000	0.131	$e(t-3)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.1528	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
$\pi(t)$	1.000	0.356	1.000	$\pi(t)$	1.000	-0.272	
$cf(t-1)$		1.000		$e(t-3)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
$\pi(t)$	1.000	0.356	1.000	$\pi(t)$	1.000	-0.272	
$cf(t-1)$		1.000		$e(t-3)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
$\pi(t)$	1.000	0.356	1.000	$\pi(t)$	1.000	-0.272	
$cf(t-1)$		1.000		$e(t-3)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
$\pi(t)$	1.000	0.356	1.000	$\pi(t)$	1.000	-0.272	
$cf(t-1)$		1.000		$e(t-3)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
$\pi(t)$	1.000	0.356	1.000	$\pi(t)$	1.000	-0.272	
$cf(t-1)$		1.000		$e(t-3)$		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000	Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000

ANEXO 8

Estimación de las UMI para el diseño de la red *

$$\begin{aligned}
 Y1 &= p_i(t) \\
 Y2 &= w(t) \\
 x1 &= e(t-1) \\
 x2 &= \\
 x3 &= \\
 x4 &= \\
 x5 &= \\
 x6 &=
 \end{aligned}$$

*Los conceptos que se utilizan son los de correlación parcial y utilidad marginal de la información

Variables	w(t)	e(t-1)	p_i(t)
	----- ----- -----		
w(t)	1.000	0.405	0.236
e(t-1)		1.000	0.331
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	0.8801
	----- ----- -----		
w(t)	1.000	0.405	
e(t-1)		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
	----- ----- -----		
w(t)	1.000	0.405	
e(t-1)		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
	----- ----- -----		
w(t)	1.000	0.405	
e(t-1)		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
	----- ----- -----		
w(t)	1.000	0.405	
e(t-1)		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000
	----- ----- -----		
w(t)	1.000	0.405	
e(t-1)		1.000	
Infor. adic. que ofrece	0.000	0.000	1.000

ANEXO 9

Sin corregir el problema de multicolinealidad de W Y E

Processed model statements

```

B001      BLOCK PI W1 = L1E1 L3E1 V1 L1V1 C1 L1C1
PRE1UMI:  MODEL PI   = B001 W1 L1E1 L3E1 V1 C1 L1C1
SAL1UMI:  MODEL W1   = L1E1
    
```

```

MODEL: PRE1UMI      SSE      0.012889   F RATIO      43.44
                   DFE       32        APPROX PR>F  0.0001
DEP VAR: P1         MSE      0.0004027917 R-SQUARE     0.8906
                   OBJ       0.008755326
    
```

Second stage statistics

Note: No intercept term is used.

```

Durbin-Watson D statistic = 1.8092
First order autocorrelation = 0.0784
    
```

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
B001.W1	1	0.810317	0.051433	15.7547	0.0001
L1E1	1	0.0002578563	0.001135786	0.2270	0.8216
L3E1	1	-0.0010445	0.001165682	-0.8960	0.3759
V1	1	-0.120601	0.071604	-1.6843	0.1003
C1	1	0.0007831926	0.003310926	0.2365	0.8143
L1C1	1	0.007466763	0.003214322	2.3230	0.0256

```

MODEL: SAL1UMI      SSE      0.009887828   F RATIO      8.22
                   DFE       36        PROB>F      0.0069
DEP VAR: W1         MSE      0.0002746619 R-SQUARE     0.1859
    
```

```

Durbin-Watson D statistic = 1.9600
First order autocorrelation = -0.0409
    
```

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
INTERCEPT	1	0.061041	0.002697248	22.6309	0.0001
L1E1	1	0.002841487	0.0009910887	2.8670	0.0069

ANEXO 10

Corregido el problema de multicolinealidad de W Y E

Processed model statements

B001: BLOCK PI W1 = L1E1 V1 L1V1 C1 L1C1
 PREZUMI: MODEL PI = B001 W1 V1 L1V1 C1 L1C1
 SAL2UMI: MODEL W1 = L1E1

MODEL: PREZUMI SSE 0.012630 F RATIO 54.93
 DFE 33 APPROX PR>F 0.0001
 DEP VAR: P1 MSE 0.0003827291 R-SQUARE 0.8927
 OBJ 0.008611055

Second stage statistics

Note: No intercept term is used.

Durbin-Watson D statistic = 1.8903
 First order autocorrelation = 0.0381

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
B001.W1	1	0.819366	0.050525	16.2171	0.0001
V1	1	-0.119692	0.068793	-1.7399	0.0900
L1V1	1	-0.107579	0.075522	-1.4245	0.1625
C1	1	-0.000200642	0.003298025	-0.0608	0.9518
L1C1	1	0.006664611	0.003158834	2.1098	0.0415

MODEL: SAL2UMI SSE 0.009887828 F RATIO 8.22
 DFE 36 PROB>F 0.0069
 DEP VAR: W1 MSE 0.0002746619 R-SQUARE 0.1859

Durbin-Watson D statistic = 1.9600
 First order autocorrelation = -0.0409

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
INTERCEPT	1	0.061041	0.002697248	22.6309	0.0001
L1E1	1	0.002841487	0.0009910887	2.8670	0.0069

SYSTEM: SYST001

THIRD STAGE

MODEL: PREC3ST
 DEP VAR: PI

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
B001.W1	1	0.821533	0.049895	16.4653	0.0001
V1	1	-0.177893	0.057313	-3.1039	0.0039
L1V1	1	-0.098790	0.062720	-1.5751	0.1248
C1	1	0.0002605259	0.002755971	0.0945	0.9253
L1C1	1	0.006116557	0.002624256	2.3308	0.0260

MODEL: SALAR3ST
 DEP VAR: W1

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
INTERCEPT	1	0.061015	0.002624277	23.2501	0.0001
L1E1	1	0.003029075	0.0008113473	3.7334	0.0007

ANEXO 11

Corregido el problema de multicolinealidad de W Y E como C1

Processed model statements

B001: BLOCK PI W1 = L1E1 V1 L1V1 L1C1
 PREZUMI: MODEL PI = B001 W1 V1 L1V1 L1C1
 SAL2UMI: MODEL W1 = L1E1

MODEL: PREZUMI SSE 0.012624 F RATIO 70.78
 DFE 34 APPROX PR>F 0.0001
 DEP VAR: P1 MSE 0.0003713067 R—SQUARE 0.8928
 OBJ 0.008609384

Second stage statistics

Note: No intercept term is used.

Durbin—Watson D statistic = 1.8904
 First order autocorrelation = 0.0381

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
B001.W1	1	0.818816	0.049487	16.5460	0.0001
V1	1	-0.119302	0.068481	-1.7421	0.0896
L1V1	1	-0.106497	0.073384	-1.4512	0.1549
L1C1	1	0.006634614	0.00312161	2.1254	0.0401

MODEL: SAL2UMI SSE 0.009887828 F RATIO 8.22
 DFE 36 PROB>F 0.0069
 DEP VAR: W1 MSE 0.0002746619 R—SQUARE 0.1859

Durbin—Watson D statistic = 1.9600
 First order autocorrelation = -0.0409

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
INTERCEPT	1	0.061041	0.002697248	22.6309	0.0001
L1E1	1	0.002841487	0.0009910887	2.8670	0.0069

SYSTEM: SYST001

THIRD STAGE

MODEL: PREC3ST
 DEP VAR: PI

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
B001.W1	1	0.822337	0.049117	16.7423	0.0001
V1	1	-0.178433	0.057012	-3.1297	0.0036
L1V1	1	-0.100175	0.060964	-1.6432	0.1096
L1C1	1	0.006153411	0.002594542	2.3717	0.0235

MODEL: SALAR3ST
 DEP VAR: W1

Variable	DF	Parameter estimate	Standard error	T Ratio	Approx Prob> T
INTERCEPT	1	0.061012	0.002624149	23.2503	0.0001
L1E1	1	0.003037508	0.0008064836	3.7664	0.0006

ANEXO 12

Name of variable = PIRESID
 Mean of working series = 1.484E-18
 Standard deviation = 0.0161309
 Number of observations = 38

AUTOCORRELATIONS

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	STD
0	.000260206	1.00000																					0
1	-1.063E-05	-0.04086												.										0.162221
2	-1.714E-05	-0.06586												.										0.162492
3	-1.902E-05	-0.07308												.										0.163193
4	.000061419	0.23604																					0.164052
5	-2.343E-05	-0.09006													..									0.172758
6	-4.313E-05	-0.16576													..									0.173989
7	-1.242E-06	-0.00477																						0.178096
8	.000080958	0.31113																					0.1781
9	-6.274E-05	-0.24111																					0.191871
10	-9.416E-06	-0.03619													.									0.199685
11	.000012092	0.04647													.									0.199857
12	.000015444	0.05935													.									0.200142

Name of variable = WIRESID
 Mean of working series = -.00017479
 Standard deviation = 0.01906
 Number of observations = 38

AUTOCORRELATIONS

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	STD
0	.000363283	1.00000																					0
1	.000034952	0.09621													..									0.162221
2	-4.916E-05	-0.13532													..									0.163716
3	-6.034E-05	-0.16608													..									0.166634
4	.000064317	0.17704																					0.170934
5	.000012088	0.03327													.									0.175694
6	-5.304E-05	-0.14601													..									0.175859
7	-0.0010693	-0.29435																					0.179021
8	-6.142E-05	-0.16908													..									0.191334
9	-6.477E-05	-0.17829																					0.195226
10	.000096019	0.26431																					0.199465
11	.000025234	0.06946													.									0.208478
12	-5.228E-06	-0.01439													.									0.209086

COMENTARIOS

Uno de los propósitos más importantes de la revista Ensayos es el de promover el debate alrededor de los temas que influyen y determinan la política económica del país. En esta ocasión publicamos los comentarios que el doctor Gilberto Arango Londoño, Presidente de la Asociación Nacional de Exportadores de Café de Colombia, hace al trabajo del doctor Armando Montenegro, titulado “Inventarios de café, inflación y dineros en la primera fase de la pasada bonanza cafetera”, publicado en el número 8 de esta revista.