BCU

Acerca del proceso de formación de precios internos en Uruguay en 1986.1-2003.4: un enfoque de cointegración multivariado

Elizabeth Bucacos

Nº 002 - 2004

Documento de trabajo
ISSN 1688-7565

ACERCA DEL PROCESO DE FORMACIÓN DE PRECIOS INTERNOS EN URUGUAY EN 1986.1-2003.4: UN ENFOQUE DE COINTEGRACIÓN MULTIVARIADO

Elizabeth Bucacos[1]
ebucacos@bcu.gub.uy

Documento de Trabajo 02/2004
Área de Investigaciones Económicas

Las opiniones vertidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de su(s) autor(es) y no comprometen la opinión del Banco Central del Uruguay

Diciembre de 2004

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es describir el proceso de formación de precios en Uruguay, medidos a través del IPC. Dado que la inflación no es un fenómeno monetario exclusivamente, la descripción del proceso generador de la misma requiere la consideración de otros factores además de los monetarios. La estrategia de estimación utilizada en este trabajo permite identificar tanto a los determinantes profundos de la inflación en el largo plazo como a aquellos factores que inciden en la evolución de los precios en el corto plazo. En particular, el peso de la expansión monetaria en la explicación del crecimiento del nivel de precios al consumo es relativamente reducido.

Palabras clave: modelos VAR en corrección de errores, inflación, output gap, política monetaria, *PPP*, Uruguay.

JEL: C51, E31, E39, E52, F39, O54

ABSTRACT

The objective of this investigation is to describe the price formation process in Uruguay, measured by the CPI. As inflation is not a monetary phenomenon exclusively, the description of its generating process requires to take into account other factors beside monetary ones. The estimation strategy used in this paper enables us to identify deep determinants of inflation in the long run and those other factors that affect its short-run performance as well. In particular, we find that the weight of monetary expansion in the explanation of consumer price level is relatively small.

Key words: vector error-correction models, inflation, output gap, monetary policy, *PPP*, Uruguay.

[1] Agradece los comentarios y sugerencias de Gerardo Licandro, Andrés Masoller, Adriana Induni, y de los participantes del IX Encuentro de la Red de Investigadores de Bancos Centrales celebrada en San José de Costa Rica en noviembre de 2004, quienes, obviamente, quedan eximidos de toda responsabilidad de cualquier error remanente.

CONTENIDO

Introducción 3

1. Presentación del modelo

1.1 Relaciones de largo plazo 4

1.1.1 Mercado monetario 4

1.1.2 Mercado de bienes 6

1.1.3 Mercado externo 8

1.1.4 Mercado laboral 9

1.1.5 Relaciones de "*markup*" 12

1.1 Especificación de corto plazo 15

1.2.Evaluación 23

2. Pronósticos de inflación 24

Comentarios finales 26

Anexo estadístico 27

Referencias bibliográficas 30

INTRODUCCIÓN

El objetivo de esta investigación es describir el proceso de formación de precios en Uruguay, medidos a través del índice de precios al consumidor (IPC). Dado que la inflación no es un fenómeno monetario exclusivamente[2], la descripción del proceso generador de la misma requiere de la consideración de otros factores además de los monetarios. En efecto, son varias las presiones que inciden en la variación de los precios minoristas[3]: por ejemplo, cuando se produce un exceso de oferta de dinero, los precios deben aumentar para restaurar el equilibrio[4]; o cuando los niveles de actividad son superiores a los potenciales, aparecen presiones inflacionarias; o cuando los precios externos medidos en moneda nacional se separan de su relación de paridad con los precios domésticos de los transables, estos últimos deben realizar el ajuste correspondiente; o cuando los salarios se incrementan en términos nominales, los precios internos deben subir para asegurar que la relación salarios reales-desempleo vuelva a su senda estacionaria[5]. Todas las situaciones anteriormente mencionadas, señalan la idea de que los precios guardan ciertas relaciones de equilibrio estables en el largo plazo, que pueden verse como relaciones de equilibrios parciales en la economía. Desviaciones de dichos equilibrios, ceteris paribus, requieren de ajustes en el nivel de precios domésticos. Por tanto, la estrategia de estimación consistirá en considerar el aporte relativo de los desequilibrios existentes en diferentes mercados (monetario, bienes, externo, laboral), para lo cual se ajustará un modelo de cointegración multivariado a los datos disponibles, considerando, también, la determinación simultánea de la espiral precios-salarios.

El esquema del presente trabajo es como sigue. A continuación, se analizarán los posibles determinantes de la inflación en el largo plazo. Luego, se estimará un modelo vectorial con corrección de errores (VECM) que contemple desvíos de aquellas relaciones de equilibrio de largo plazo, junto con la influencia de otras variables que inciden en la evolución de los precios y los salarios en el corto plazo. Después, se evaluará la especificación lograda. Finalmente, se realizarán pronósticos de inflación y se los comparará con los que resulten de utilizar otros modelos de inflación más estándares.

[2] Ver E. Bucacos (2003, a).
[3] Ver E. Bucacos (1999).
[4] Con tipo de cambio fijo, el ajuste se realiza a través de las variaciones en las reservas internacionales; durante el período de bandas de flotación para el tipo de cambio, es razonable esperar que parte de aquel ajuste lo realizaran los precios.
[5] En este trabajo se encuentra una relación estable en el largo plazo entre salarios reales y tasa de desempleo, conocida en la literatura como “curva de salarios”.

1. PRESENTACIÓN DEL MODELO

1.1 RELACIONES DE LARGO PLAZO

En esta sección, se intentará encontrar relaciones de equilibrio relevantes que gobiernen el proceso inflacionario uruguayo en el largo plazo de forma tal que, cuando esas relaciones sean impuestas como términos de corrección de errores, ayuden a lograr una especificación funcional razonable para la tasa de inflación.

La teoría económica postula la existencia de ciertas relaciones estables de equilibrio en el largo plazo entre un conjunto determinado de variables y el nivel de precios domésticos. En efecto, la demanda por saldos reales (*m-p*) guarda una relación estable en el largo plazo con sus determinantes, entre otros producto real (*y*) y tasa de interés[6] (*i*) ; cuando el nivel de producto real (*y*) es superior/inferior al nivel de producto potencial (y_{pot}), la respuesta es la aparición de presiones inflacionarias/deflacionarias en la economía; los precios internos de los bienes transables (*ptr*) están alineados con los precios externos relevantes (p^*) traducidos a moneda local por el tipo de cambio nominal (*e*)[7]; los salarios reales (*w-p*) se modifican de acuerdo a la evolución de la tasa de desempleo[8] (μ); las relaciones de markup[9] indican que los precios de los bienes finales (*p*) se moverán proporcionalmente a los costos que enfrentan los empresarios, básicamente medidos a través de los salarios nominales (*w*) y las tarifas públicas (*g*).

1.1.1 Exceso de oferta monetaria

Desde Friedman y Schwartz (1963), muchos investigadores han indagado si la inflación es un fenómeno monetario; Juselius (1991) encuentra que la demanda por dinero en el largo plazo, medida a través de un vector cointegrador, es una causa de la inflación.

En el cuadro 1 se presentan los resultados del análisis de cointegración[10] entre los saldos monetarios reales y sus fundamentos, es decir, el producto real y la tasa de interés nominal, que indican la posibilidad de que exista una relación estable entre ellas en el largo plazo.

Cuadro 1. ANÁLISIS DE COINTEGRACION: MERCADO MONETARIO
Período muestral: 1986.1-2003.4
Series: m-p, y, i

1.1 Test de la Traza				
Nº de vectores Cointegradores	*Eigenvalue*	*Estadístico Traza*	*Valor crítico al 5%*	*Valor crítico al 1%*
Ninguno*	0.31	42.85	42.44	48.45
Uno como máximo	0.13	15.68	25.32	30.45
Dos como máximo	0.07	5.36	12.25	16.26
1.2 Test de Max-Eigenvalue				
Nº de vectores Cointegradores	*Eigenvalue*	*Estadístico Max-Eigenvalue*	*Valor crítico al 5%*	*Valor crítico al 1%*

[6] Ver E. Bucacos y G. Licandro (2003).
[7] Ver R. Fernández (2001).
[8] En estricto rigor, esta afirmación debe ser relativizada, pues se requeriría un análisis más profundo del mercado laboral uruguayo.
[9] Ver G. de Brower y N. Ericcsson (1994).
[10] En el apéndice se presentan los tests de raíz unitaria efectuados a las series involucradas.

Ninguno*	0.31	27.17	25.54	30.34
Uno como máximo	0.13	10.32	18.96	23.65
Dos como máximo	0.07	5.36	12.25	16.26

*(**) indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de 5% (1%)

2. Ecuación cointegradora

2.1 Coeficientes cointegradores normalizados (valores estándar entre paréntesis)

m-p	y	i	T
1.0000	-0.6722	0.5953	0.0066
	(0.0948)	(0.0519)	(0.0008)

2.2 Coeficientes de ajuste (valores estándar entre paréntesis)

d(m-p)	-0.2874	(0.1795)
d(y)	0.5049	(0.1374)
d(i)	-0.4095	(0.2413)

Notas: (1) Las series utilizadas fueron: m-p=M1 promedio trimestral deflactado por IPC, y=índice de volumen físico del producto trimestral, i=tasa de interés nominal pasiva para depósitos de 1 a 180 días en moneda nacional, T=variable de tendencia, vale 1 a partir de 1986.2. (3) Se incluyeron variables dummies estacionales. (3) Solamente el test de la traza indica la existencia de una ecuación cointegradora al 5%, pero de ninguna al 1%. (4) Los residuos no se distribuyen normalmente (J-B=8.18 (0.02)), por lo que la significatividad estadística de los coeficientes de ajuste debe tomarse con precaución.

La estimación directa de dicha relación de equilibrio, arroja los resultados que se exponen en el cuadro 2, similares a los presentados en el cuadro anterior. Por su parte, los residuos son estacionarios al 1%, reforzando la presunción de la existencia de cointegración entre las variables del mercado monetario.

Cuadro 2. RELACIÓN DE LARGO PLAZO: DEMANDA REAL DE DINERO
Variable dependiente: m-p
Muestra: 86.1-04.3

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	-2.06	0.54	-3.76	0.00
y	0.58	0.11	4.93	0.00
i	-0.60	0.06	9.45	0.00
D2	-0.06	0.03	-2.55	0.00
D3	-0.12	0.03	-4.89	0.00
D4	-0.12	0.03	-4.27	0.00
T	-0.007	0.0007	-10.21	0.00

R^2 = 0.73 σ = 8.8% SRC = 0.69 DW = 0.471

RU(C=0; T=0; R=1) = -4.6559, valores críticos: -2.5878, -1.9435, -1.6175, al 1%, 5%, 10%

Notas: (1) La definición de las variables corresponden a las del cuadro 1. (2) Dj son variables dummy estacionales correspondientes al trimestre j. (3) T es una variable de tendencia, que vale 1 a partir de 86.2.

1.1.2 Presiones del "output gap"

El exceso de demanda es representado en este trabajo por el *output gap* el cual es calculado a partir del método de la tendencia segmentada[11]. Harvey y Jaeger (1993) muestran que el comúnmente usado filtro de Hodrick-Prescott, si bien es de muy fácil aplicación, tiene un inconveniente importante pues crea ciclos espúreos, al exacerbar tanto las altas como las bajas. Por su parte, el método de la tendencia segmentada tiene mejor performance cuanto más larga sea la muestra, ya que es muy sensible a la información disponible en los extremos. Por ello, para este trabajo se extendió el período muestral y se consideró toda la serie de producto trimestral disponible: 1975.1-2005.4, incluyendo las proyecciones realizadas por el Departamento de Coyuntura del BCU para el período 2004.2-2005.4.

Cuadro 3. PRODUCTO REAL Y POTENCIAL
Variable dependiente: d(y)
Muestra: 76.1-05.4

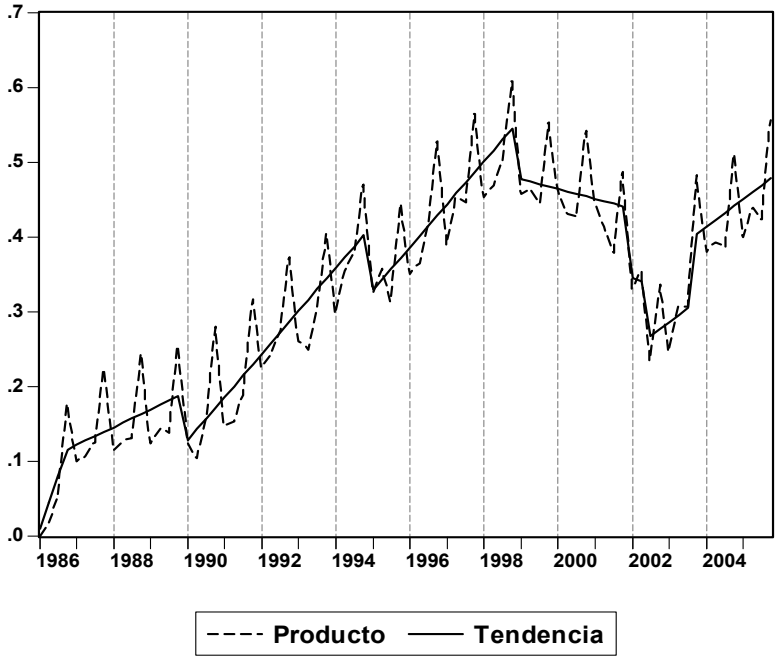
Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	-0.04	0.02	-2.08	0.04
Do823	-0.09	0.02	-4.13	0.00
Do901	-0.04	0.01	-3.04	0.02
Do951	-0.06	0.01	-4.57	0.00
Do991	-0.05	0.01	-3.74	0.00
Do021	-0.05	0.02	-2.32	0.02
Do023	-0.10	0.02	4.97	0.00
Do034	0.07	0.02	3.26	0.00
T	0.008	0.002	4.40	0.00
Dt781	0.012	0.003	4.29	0.00
Dt811	-0.045	0.01	-8.74	0.00
Dt823	0.024	0.004	5.78	0.00
Dt854	0.041	0.01	6.98	0.00
Dt864	-0.034	0.01	-6.61	0.00
Dt901	0.008	0.002	5.25	0.00
Dt991	-0.021	0.002	-8.69	0.00
Dt023	0.019	0.003	5.85	0.00
D1	-0.11	0.01	-9.90	0.00
D2	-0.10	0.01	-10.32	0.00
D3	-0.10	0.01	-10.76	0.00
$d(y_{-1})$	-0.01	0.08	1.11	0.2687
$d(y_{-2})$	-0.05	0.07	0.67	0.5023
y_{-1}	-1.10	0.10	-11.52	0.000

$R^2 = 0.95$ $\sigma = 1.96\%$ SRC = 0.04 DW = 1.96
RU(C=0;T=0; R=4) = -4.5285, con valores críticos -2.5919, -1.9443, -1.6179, al 1%, 5% y 10%
Notas: (1) La serie de producto real está expresada en logaritmos. (2) Se tomó una muestra más larga que la que se utilizó para este trabajo: 1975.1-2005.4, para suavizar el sesgo proveniente de los datos de los extremos muestrales.

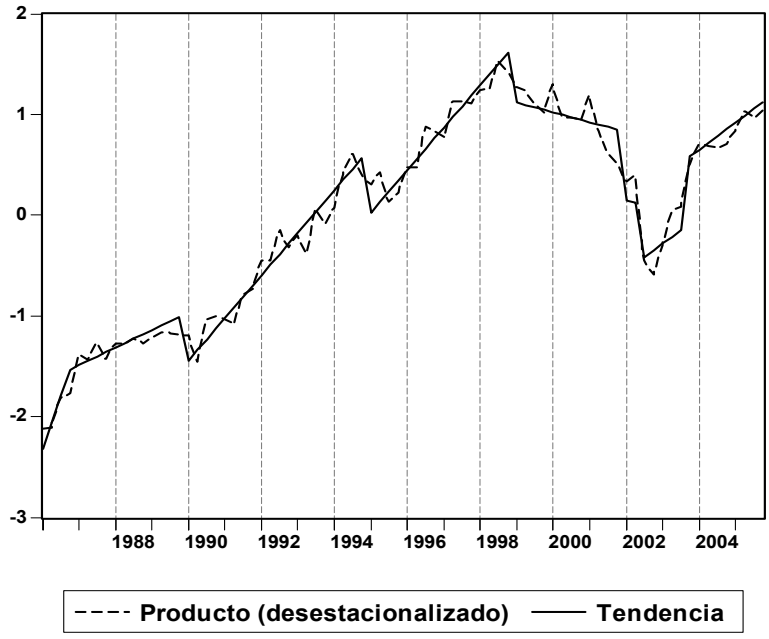
En el cuadro 3 se presentan los resultados del ajuste del producto de acuerdo a sus componentes. En particular, las diecisiete primeras "variables" corresponden al componente de tendencia, es decir, al producto potencial.

[11] Ver Bucacos, E. (2001).

En el largo plazo, se espera que el producto efectivo guarde cierta relación estable con el producto de tendencia, de forma tal que la brecha de producto o *output gap* (calculada como: brecha = y - $y_{pot.}$), sea estacionaria. A ese respecto, la brecha de producto es I(0) (ver cuadro 3).



Gráfica 1. Producto y tendencia.



Gráfica 2. Producto (desestacionalizado) y tendencia

1.1.3 Desvíos de la paridad de poderes de compra (ppp)

En el modelo de tres bienes[12] se distingue entre bienes transables internacionalmente (llamados bienes transables), bienes y servicios comercializables regionalmente (llamados bienes regionales) y bienes no transables. La ley de un solo precio rige la evolución de los precios internos de los bienes transables, suponiendo que no existen trabas al comercio[13]. Por tanto, es dable esperar que los precios de los transables guarden una relación de equilibrio de largo plazo con los precios externos relevantes, ajustados por el tipo de cambio. El test de Johansen señala dicha posibilidad, al rechazar la hipótesis nula de no cointegración, tanto al 5% como al 1% (ver cuadro 4). A su vez, la estimación independiente de aquella relación de equilibrio presenta errores estacionarios (ver cuadro 5).

Cuadro 4. ANÁLISIS DE COINTEGRACION: PARIDAD DE PODERES DE COMPRA
Período muestral: 1986.1-2004.3
Series: ptr, ps, e

1.1 Test de la Traza

Nº de vectores Cointegradores	*Eigenvalue*	*Estadístico Traza*	*Valor crítico al 5%*	*Valor crítico al 1%*
Ninguno**	0.34	39.73	29.68	35.65
Uno como máximo	0.13	11.14	15.41	20.04
Dos como máximo	0.02	1.55	3.76	6.65

1.2 Test de Max-Eigenvalue

Nº de vectores Cointegradores	*Eigenvalue*	*Estadístico Max-Eigenvalue*	*Valor crítico al 5%*	*Valor crítico al 1%*
Ninguno**	0.34	26.68	20.97	25.52
Uno como máximo	0.13	9.51	14.07	18.63
Dos como máximo	0.02	1.47	3.76	6.65

*(**) indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de 5% (1%)

2. Ecuación cointegradora

2.1 Coeficientes cointegradores normalizados (valores estándar entre paréntesis)

ptr	ps	e
1.0000	-1.2442	1.0127
	(0.1060)	(0.0285)

2.2 Coeficientes de ajuste (valores estándar entre paréntesis)

d(ptr)	0.1131	(0.0538)
d(ps)	0.2153	(0.0896)
d(e)	0.3785	(0.1087)

Notas: (1) Las series utilizadas fueron (todas en logaritmos): ptr=índice de precios al consumo de bienes transables, ps=índice de precios externos, e=tipo de cambio nominal.(2) Se incluyó una variable dummy Do901. (3) Tanto el test de la traza como el del máximo eigenvalue indican la existencia de una ecuación cointegradora al 5% y al 1%. (4) Los residuos no se distribuyen normalmente, J-B=46.04 (0.00), por lo que la significatividad estadística de los coeficientes de ajuste debe tomarse con precaución.

[12] Bergara, Dominioni y Licandro, (1995).
[13] Ver R. Fernández (2001).

Cabe destacar que, en la estimación de la ecuación de largo plazo (cuadro 5), se observa la presencia de un quiebre de nivel ocurrido en el primer trimestre del año 1990, capturado por la variable dummy Do901. Es decir, existiría una relación estable en el largo plazo entre precios de transables, precios externos y tipo de cambio -tal como indicaría la ley de un solo precio- solamente después de considerar la existencia de un cambio sustancial en dicha relación. Ese salto, como señala Fernández, podría estar reflejando un período especial de la región caracterizado por el abandono de planes de estabilización e hiperinflaciones a finales de 1989[14].

Cuadro 5. RELACIÓN DE LARGO PLAZO: PARIDAD DE PODERES DE COMPRA
Variable dependiente: ptr
Muestra: 86.1-04.3

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	0.99	0.21	4.74	0.00
ps	1.02	0.05	18.76	0.00
e	1.01	0.01	95.91	0.00
Do901	-0.18	0.05	-3.88	0.00

R^2 = 0.99 σ = 7.0% SRC = 0.33 DW = 1.08
RU(C=0;T=0;R=1)=-4.1158, con valores críticos de -2.5950, -1.9448, -1.6181 al 1%, 5% y 10%

Notas: (1) Las variables están expresadas en logaritmos. (2) Son: ptr=índice de precios de los componentes transables del IPC; ps=índice de precios externos relevantes, que es un promedio de los precios al consumo expresados en dólares de Argentina y Brasil y de los precios al por mayor de los principales socios extrarregionales (Estados Unidos, Gran Bretaña, Alemania, Francia, Italia, Países Bajos y Japón), ponderados por sus participaciones relativas en el comercio; e=tipo de cambio promedio vendedor medido como moneda nacional por dólar estadounidense. (3) La variable Do901 denota un cambio en la ordenada, vale 1 a partir de 90.1 y cero en el resto de la muestra. (4) Test sobre los coeficientes: H_o: coef(ps)=coef(e)=1, no se puede rechazar al 1%.

1.1.4 Mercado laboral

La modelización de la determinación de las variables clave del mercado laboral escapa totalmente a los objetivos del presente estudio. Solamente se abordarán aquellas consideraciones de nivel general que estén vinculadas a la formación de los precios domésticos.

La relación entre salarios y desempleo no es fácil de entender. En el marco teórico de Harris y Todaro (1970) y Hall (1970, 1972) un alto nivel de desempleo regional provoca mayores salarios locales[15]; en tanto que, en la formulación de la curva de salarios por Blanchflower y Oswald (1994), la evidencia a partir de datos microeconómicos dice que el salario regional y la tasa de desempleo regional están negativamente correlacionadas: un trabajador que vive en una zona de alto desempleo tiene un salario más alto que un individuo idéntico que habita en una zona de menor desempleo.

[14] Fernández (2002), también encontró dos quiebres de nivel en dicha relación: uno, en 89.4 y el otro en 99.1
[15] Ver García, Pablo y Granados, Paulina (2003), "La curva de salarios en Chile".

El nuevo paradigma planteado por *la curva de salarios* no puede ser explicado dentro del marco de un análisis de oferta y demanda por trabajo en mercados competitivos, donde el desempleo es la diferencia entre la demanda y la oferta[16]. Debido a ello, aparecen explicaciones no competitivas - tales como el modelo de negociación, los modelos de salarios de eficiencia y los modelos de contratos de trabajo - que justifican la existencia de una relación de largo plazo negativa entre salario real de equilibrio y tasa de desempleo. Brevemente, se esbozan dichas explicaciones[17].

De acuerdo al *modelo de negociación*, cuanto más trabajadores estén ocupados, mayor será su poder de negociación, debido a que si renunciaran todos a la vez, la empresa debería reemplazarlos, lo que le generaría costos en tiempo y dinero (si el nuevo empleado requiere capacitación). Ese poder de negociación aumenta si se trata de trabajadores con alta calificación, en tanto que el poder de negociación de trabajadores con muy poca calificación es mucho más bajo. La situación del mercado laboral también afecta ese poder de negociación. En efecto, si hay un elevado desempleo el empleador puede encontrar buenos sustitutos mucho más fácilmente; los trabajadores ocupados tienen menor poder de negociación y pueden verse obligados a aceptar reducciones salariales. En resumen, salarios y desempleo están negativamente relacionados.

En los *modelos de salarios de eficiencia*, donde la empresa establece un salario de forma tal de aumentar la productividad de sus empleados, en equilibrio la empresa maximiza utilidades y el trabajador decide qué tanto esforzarse en su trabajo. La tasa de desempleo indica la facilidad con la que un trabajador descubierto holgazaneando puede encontrar otro puesto de trabajo. Si el desempleo es alto, para no perder sus trabajos actuales los trabajadores se esfuerzan aún si el salario es bajo, lo que lleva a que aumentos marginales en la tasa de desempleo se reflejen en caídas marginales en el nivel de salarios. Por tanto, salarios y desempleo están negativamente relacionados.

Finalmente, en *los modelos de contratos de trabajo*, las partes quieren minimizar los costos de transacción y la incertidumbre (asociada a la aleatoriedad de los shocks) al momento de establecer una relación económica entre ellos. La empresa, por su parte, quiere pagar un salario que le permita obtener ingresos y le asegure suficiente mano de obra; si es aversa al riesgo, pagará un salario alto en los booms (cuando el desempleo es bajo) y bajo en los malos tiempos (cuando el desempleo es alto). Por tanto, salario y desempleo están negativamente relacionados.

En el cuadro 6 se presentan los resultados del test de cointegración[18] de Johansen, aplicado a los salarios nominales, los precios internos y la tasa de desempleo, que indican la existencia de un único vector cointegrador tanto al 5% como al 1%. A su vez, los residuos de la estimación de la ecuación en niveles parecerían ser estacionarios al 1% de significación (cuadro 7), todo lo cual apunta a la posibilidad de que los salarios reales sean estables en el largo plazo.

[16] Allí, mientras más alto es el salario, mayor es el desempleo, justamente lo opuesto a lo que plantea la curva de salarios.
[17] Para un análisis más detallado, ver García y Granados (2003).
[18] En el apéndice se presentan los resultados de los tests de raíces unitarias aplicados a las series involucradas.

Cuadro 6. ANÁLISIS DE COINTEGRACION: MERCADO LABORAL
Período muestral: 1986.1-2004.3
Series: w, p, μ

1.2 Test de la Traza

Nº de vectores Cointegradores	*Eigenvalue*	*Estadístico Traza*	*Valor crítico al 5%*	*Valor crítico al 1%*
Ninguno**	0.31	38.13	25.32	30.45
Uno como máximo	0.15	11.89	12.25	16.26

1.2 Test de Max-Eigenvalue

Nº de vectores Cointegradores	*Eigenvalue*	*Estadístico Max-Eigenvalue*	*Valor crítico al 5%*	*Valor crítico al 1%*
Ninguno**	0.31	26.24	18.96	23.65
Uno como máximo	0.15	11.89	12.25	16.26

*(**) indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de 5% (1%)

2. Ecuación cointegradora

2.1 Coeficientes cointegradores normalizados (valores estándar entre paréntesis)

w-p	μ	Tendencia
1.0000	0.1067	-0.0010
	(0.0247)	(0.0003)

2.2 Coeficientes de ajuste (valores estándar entre paréntesis)

d(w-p)	-0.8494	(0.1607)
d(μ)	0.7012	(0.5267)

Notas: (1) Las series utilizadas fueron (todas en logaritmos): w=índice de salarios nominales para el total del país, p=índice de precios al consumo, μ=tasa de desempleo para el total del país. Se adicionó la variable Dt021 y una variable estacional dummy centrada correspondiente al primer trimestre. (2) Tanto el test de la traza como el del máximo eigenvalue indican la existencia de una ecuación cointegradora al 5% y al 1%. (3) Los residuos no se distribuyen normalmente, (J-B=0.51 (0.78)), por lo que la significatividad estadística de los coeficientes de ajuste debe tomarse con precaución.

Se detectó la presencia de una variable de tendencia que estaría indicando cambios en la productividad que afectan la evolución de los salarios en el largo plazo, aunque a un ritmo lento (0.1%). Dicha evolución ascendente parecería haberse quebrado en el año 2002.

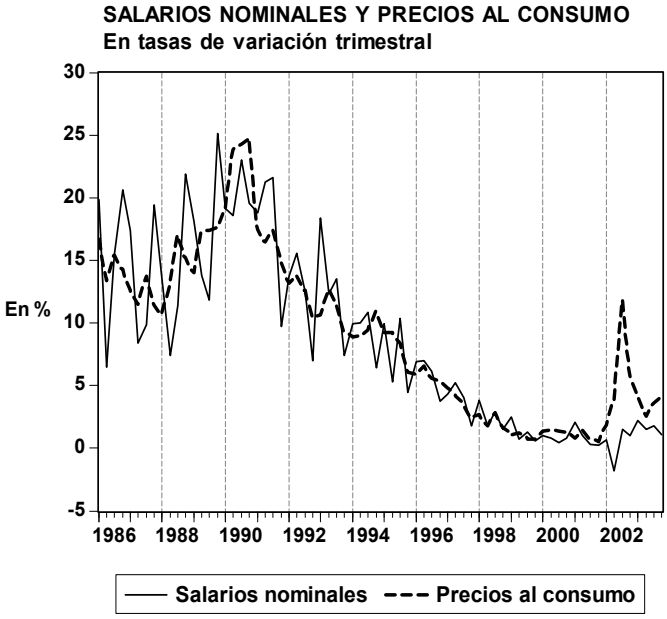
Cuadro 7. RELACIÓN DE LARGO PLAZO: MERCADO LABORAL
Variable dependiente: w-p
Muestra: 86.1-04.3

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	-0.04	0.01	-3.94	0.00
μ	-0.11	0.02	-5.03	0.00
T	0.001	0.0003	4.68	0.00
Dt021	-0.04	0.003	15.86	0.00
D1	0.02	0.01	2.20	0.03

R^2 = 0.87 σ = 2.6% SRC = 0.05 DW = 1.17

RU(C=0;T=0;R=2)= -3.9018, con valores críticos -2.5950, -1.9451, -1.6182 para 1%, 5% y 10%

Notas:
(1) Las variables están expresadas en logaritmos. Ellas son: w=índice de salarios nominales totales; p=índice de precios al consumo (IPC); μ=tasa de desempleo para el total del país. (2) T, variable de tendencia que vale 1 a partir de 1986.2. (3) Dt021 denota un quiebre en la tendencia ocurrido en 02.1, vale 0 hasta 02.1. (4) D1 es una variable dummy estacional correspondiente al primer trimestre.



Gráfica 3.

Cabe destacar que esta estabilidad se lograría después de considerar un quiebre en la tendencia ocurrido en el año 2002. En efecto, desde la segunda mitad de los noventa y hasta el primer trimestre de 2002, la evolución de los salarios nominales y la de los precios había sido relativamente análoga; luego, considerando tasas de variación con respecto al trimestre inmediato anterior, mientras los salarios caen 1.8%, los precios crecen 3.9% y esa brecha entre ambos alcanza su máximo en el tercer trimestre de 2002. Finalmente, la relación parecería tender a retornar a su situación inicial.

1.1.5 Relaciones de "markup"

De acuerdo a los modelos estándares de markup la evolución del nivel general de precios domésticos puede explicarse básicamente por los costos unitarios totales, que incluyen los costos salariales (*w*), los precios de los insumos importados (*ps+e*) y los precios de los servicios públicos que son insumos para la producción (combustibles, electricidad, telecomunicaciones, agua potable), medidos a través de las tarifas públicas[19] (*g*). Esa relación podría expresarse como: $P = \theta\ W^{\alpha}\ (PS \times E)^{\beta}\ G^{\gamma}$, o en logartimos, $p = \ln\theta + \alpha\ w + \beta\ (ps + e) + \gamma\ g$, donde θ-1 es el markup[20].

Con ese marco de referencia, se investigó la posibilidad de que dichas series estuvieran cointegradas en el largo plazo. Luego de varios intentos y solamente en la primera etapa del método de Engle-Granger (cuadro 9), pudo encontrarse una relación relativamente estable entre precios, salarios y tarifas, excluyendo al precio de los bienes internacionales traducidos a moneda nacional por el tipo de cambio[21]. Aquella

[19] Algunos autores incluyen explícitamente el precio de la gasolina en moneda local como otro costo más sobre el cual aplicar el markup. En este trabajo, se utiliza un índice de tarifas públicas totales como indicador del costo de los servicios públicos para el usuario, debido, entre otros motivos, a que los aumentos tarifarios no responden necesariamente a alzas en los precios del petróleo sino a consideraciones de política.

[20] La restricción de homogeneidad en precios determina que $\gamma = 1 - (\alpha + \beta)$.

[21] El test de cointegración de Johansen no puede rechazar la existencia de más de un vector cointegrador cuando se consideran *p*, *w*, *g, ps* y *e*. Sin embargo, los valores estimados en esas situaciones no cumplen con la restricción de homogeneidad unitaria en precios; más aún, los coeficientes asociados a *ps* y *e* resultan negativos.

relación, que no es corroborada por el método de cointegración de Johansen (cuadro 8), requiere de la consideración de seis quiebres (tres de nivel, uno de impacto, uno de cambio de tendencia y otro de cambio en el patrón de estacionalidad) para poder presumir la presencia de una combinación lineal estable en el largo plazo entre los precios domésticos y los costos asociados, a saber, salarios nominales y tarifas públicas.

Cuadro 8. ANÁLISIS DE COINTEGRACION: RELACIONES DE MARKUP
Período muestral: 1986.1-2004.3
Series: p, w, g

1.3 Test de la Traza

Nº de vectores Cointegradores	*Eigenvalue*	*Estadístico Traza*	*Valor crítico al 5%*	*Valor crítico al 1%*
Ninguno	0.21	27.50	34.91	41.07
Uno como máximo	0.11	10.98	19.96	24.60
Dos como máximo	0.04	3.02	9.24	12.97

1.2 Test de Max-Eigenvalue

Nº de vectores Cointegradores	*Eigenvalue*	*Estadístico Max-Eigenvalue*	*Valor crítico al 5%*	*Valor crítico al 1%*
Ninguno	0.21	16.52	22.00	26.81
Uno como máximo	0.11	7.95	15.67	20.20
Dos como máximo	0.04	3.02	9.24	12.97

*(**) indica rechazo de la hipótesis nula al nivel de 5% (1%)

2. Ecuación cointegradora

2.1 Coeficientes cointegradores normalizados (valores estándar entre paréntesis)

p	w	g	Constante
1.0000	0.0920	-1.3345	0.7931
	(0.0.3686)	(0.3958)	(0.2834)

2.2 Coeficientes de ajuste (valores estándar entre paréntesis)

d(p)	-0.0164	(0.0111)
d(w)	0.0462	(0.0147)
d(g)	0.0815	(0.0283)

Notas: (1) Las series utilizadas fueron (todas en logaritmos): p=índice de precios al consumo, w=índice de salarios nominales para el total del país, g=índice de tarifas públicas. (2) Tanto el test de la traza como el del máximo eigenvalue indican la no existencia de una ecuación cointegradora al 5% y al 1%. (3) Los residuos se distribuyen normalmente, (J-B=0.10 (0.95)).

La presencia de dichos quiebres está evidenciando modificaciones sustanciales ocurridas en el markup durante el período muestral[22]. En efecto, quedan definidos cinco subperíodos con hasta tres valores diferentes de *markup* en cada uno de ellos debido a los factores estacionales que, para el tercer trimestre, también se vieron modificados durante 1986-90[23]. Es decir, se estiman once valores para el *markup*, que van desde 3.4% (86.1-88.1, primer trimestre) hasta 34.2% (02.3-03.4, segundo y cuarto trimestres). Por tanto, no sería sorprendente que no se encontrara un vector

[22] La estrategia de estimación consiste en suponer constante las participaciones relativas de los costos, salarios y tarifas, en la ecuación.
[23] Todo hace suponer que el *markup* está fuertemente ligado a la evolución del ciclo de negocios.

cointegrador relativo al *markup* en la especificación final, pues la postulación de una relación estable en el largo plazo es difícil de sostener empíricamente.

Cuadro 9. RELACIÓN DE LARGO PLAZO: MARKUP
Variable dependiente: p
Muestra: 86.1-04.3

Variable	Coeficiente	Error estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	0.05	0.01	4.86	0.00
Do882	0.05	0.02	2.69	0.01
Do903	0.06	0.01	4.54	0.00
Do023	0.13	0.02	9.34	0.00
Di903	-0.11	0.02	-5.08	0.00
T	-0.008	0.002	-3.27	0.00
Dt892	0.007	0.002	3.30	0.00
D1+D3	-0.02	0.004	-4.11	0.00
D38690	0.07	0.01	6.70	0.00
w	0.79	0.03	30.67	0.00
g	0.22	0.03	7.39	0.00

$R^2 = 0.99$ $\sigma = 1.7\%$ SRC = 0.02 DW = 1.90
RU(C=0;T=0;R=3) = -8.7156, con valores críticos -2.5941, -1.9447, -1.6180 al 1%, 5% y 10%.

Notas: (1) Las variables están expresadas en logaritmos: p=índice de precios al consumo, w=salarios nominales totales, g=índice de tarifas públicas totales. (2) Se utilizaron diversas variables *dummy*: Doaaj denota cambios en la ordenada ocurridos en el trimestre *j* del año *aa*, vale 1 a partir del momento *aaj* y cero en el resto de la muestra; Di903 denota un impacto ocurrido en 90.3, cuando vale 1, y luego vale cero en el resto de la muestra; Dt86892, refleja un quiebre ocurrido en la tendencia en el período 89.2-04.3, vale 1 en 89.3, 2 en 89.4 y así sucesivamente hasta 04.3; d38690 denota un cambio en la estacionalidad correspondiente al tercer trimestre durante los años 1986-1990, y surge de multiplicar la variable D3 por una serie que vale 1 en el período 1986-1990, y luego 0 en el resto de la muestra. (3) No pudo rechazarse la hipótesis de homogeneidad de grado 1 entre los coeficientes de salarios nominales y tarifas públicas (valor de la muestra: 1.17, valor crítico: 2).

1.2 ESPECIFICACIÓN DE CORTO PLAZO

En esta sección, utilizando un modelo de cointegración multivariado, se procederá a ajustar una ecuación especificada como corrección de errores (Johansen (1988), Johansen (1989), Juselius (1992)). Con esa técnica es posible efectuar un análisis conjunto del largo y del corto plazo, identificando a las desviaciones del estado estacionario en el largo plazo como las variables explicativas básicas de la inflación a nivel minorista y presentado a los cambios experimentados por un conjunto más amplio de variables como las posibles determinantes de las variaciones de corto plazo en la tasa de inflación trimestral, todo lo cual aumenta la eficiencia de las estimaciones.

De este modo, en *el largo plazo*, la inflación a nivel minorista parecería estar asociada a una política monetaria expansiva, a la presencia de *output gap*, a desvíos de la paridad de poderes de compra y a un nivel de salarios nominales superior al del estado estacionario subyacente. En *el corto plazo*, los incrementos de los costos tarifarios y salariales, la depreciación de la moneda local y los efectos de la expansión monetaria, la inflación importada, además de la propia inercia inflacionaria ocasionada por el "ajuste hacia atrás" en varios rubros, parecerían ser los que explican la evolución de los precios.

Cuadro 10. FORMACIÓN DE PRECIOS AL CONSUMO
Variable dependiente: d(p)
Muestra: 86.3-03.4
Errores estándar y covarianzas robustos (Bollerslev-Wooldrige)

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-z	Probabilidad
Constante	-0.01	0.002	-3.44	0.00
mm_{-1}	0.05	0.02	2.42	0.02
gap_{-3}	0.12	0.02	4.83	0.00
ppp_{-2}	-0.06	0.02	-3.33	0.00
ml_{-1}	0.18	0.05	3.70	0.00
D2	0.01	0.004	3.82	0.00
$d(p_{-1})$	0.58	0.06	9.49	0.00
$d(p_{-2})$	-0.18	0.09	-2.8	0.02
$d(m_{-4})$	0.07	0.02	3.04	0.02
d(w)	*0.18*	*0.04*	*4.48*	0.00
$d(w_{-3})$	0.16	0.04	4.32	0.00
$d(g_{-1})$	0.08	0.02	3.20	0.00
d(e)	*0.20*	*0.01*	*18.45*	*0.00*
$d(ps_{-4})$	-0.08	0.02	-3.68	0.00
Di874	-0.04	0.004	-8.32	0.00
Euación de la varianza				
Constante	2.18E-05	1.67E-07	130.32	0.00
ARCH(1)	0.05	0.09	0.60	0.55
$d(e_{-1})$	0.0004	1.64E-07	2185.51	0.00

Estadísticos de resumen en la regresión

$R^2 = 0.98$ $\sigma = 0.89\%$ SRC = 0.0041 DW = 2.08 Akaike IC = -6.61

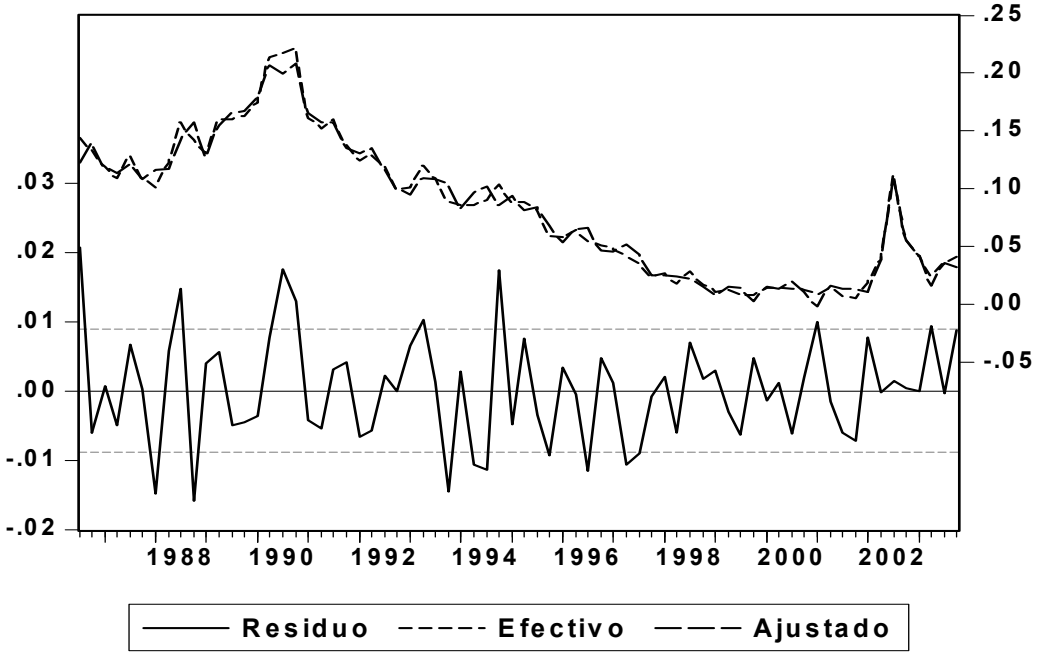
1. Test de homogeneidad dinámica: lo salva con 66%

Tests en los residuos

1. Incorrelacionados: El correlograma muestra valores de autocorrelación y de correlación parcial dentro de la banda correspondiente.
2. Heteroscedásticos: No presentan un patrón de heteroscedasticidad autorregresivo, sino que la varianza estaría vinculada a la depreciación nominal.

3. Distribución normal: Skewness= -0.23; Curtosis= 2.88; Jarque-Bera = 0.64 (0.73)
Notas: (1) Las variables utilizadas (en logaritmos) son: p=índice de precios al consumo; w=índice de salarios nominales total del país, g=índice general de tarifas públicas, ps=índice de precios externos relevantes (ver nota 2 cuadro 6), m=saldos monetarios (M1) nominales, e=tipo de cambio nominal ($/U$S), donde d(x)=x-x_{-1}. (2) Se incorporaron cuatro vectores cointegradores, estimados previamente de acuerdo a EG2E, con diferentes rezagos: mm=mercado monetario, gap=brecha de producto, ppp=paridad de poderes de compra, ml=mercado laboral. (3) Las variables Dj son dummies estacionales, correspondientes al trimestre j. (4) Las variables dummy Diaaj son variables de impacto, que valen 1 en el trimestre j del año aa y luego valen cero para el resto de la muestra.

Siguiendo la estrategia de lo general a lo particular, en la segunda etapa de la estimación se partió de una relación de corto plazo sobreparametrizada con cinco vectores cointegradores - que reflejan desequilibrios en el mercado monetario, en el mercado de bienes, en el sector externo, en el mercado laboral y en la relación de markup - y variables explicativas rezagadas varios trimestres. Parsimoniosamente, cuidando siempre el cumplimiento de los criterios de significación estadística, se fueron eliminando, combinando e incorporando regresores hasta arribarse a la especificación presentada en el cuadro 10 y en la gráfica 1.



Gráfica 4. Inflación trimestral: ajuste global de un modelo de cointegración multivariado.

Dicha especificación presenta dos variables contemporáneas, salarios y tipo de cambio, ambas en primeras diferencias. Por tanto, es imprescindible testear su exogeneidad débil a los efectos de validar la estimación realizada. En caso contrario, debería intentarse una estrategia que tuviera en cuenta esa simultaneidad (VECM)[24]. Los resultados aparecen en los cuadros 11 y 12.

[24] Se analizó, también, la pertinencia de una especificación en VECM que incluyera al producto real y a la tasa de interés nominal, rechazándose esa posibilidad.

Cuadro 11.1 Análisis de exogeneidad débil
Variable dependiente: d(w)
Muestra: 86.1-03.4

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	-0.002	0.006	-0.29	0.77
$d(w_{-1})$	0.44	0.11	4.14	0.00
$d(w_{-2})$	0.05	0.10	0.51	0.61
$d(w_{-3})$	0.18	0.10	1.85	0.07
$d(w_{-4})$	0.29	0.10	2.97	0.00
mm_{-1}	0.07	0.06	1.28	0.21
ml_{-1}	-0.64	0.15	*-4.16*	0.00
gap_{-3}	0.14	0.07	2.06	0.04
ppp_{-2}	0.05	0.05	1.11	0.27

Estadísticos de resumen de la regresión
$R^2 = 0.85$ $\sigma = 2.76\%$ SRC = 0.0478 DW = 1.81 Akaike IC = -4.23

Notas: (1) Las variables son las que han venido utilizándose hasta ahora. (2) El signo esperado para los coeficientes de los vectores cointegradores es: (-), (-) (-), (+)

Cuadro 11.2 Análisis de exogeneidad débil
Variable dependiente: d(e)
Muestra: 86.1-03.4

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	0.02	0.02	1.06	0.29
$d(e_{-1})$	0.21	0.13	1.58	0.12
$d(e_{-2})$	0.36	0.13	2.85	0.01
$d(e_{-3})$	-0.02	0.13	-0.16	0.87
$d(e_{-4})$	-0.04	0.12	-0.29	0.77
$d(e_{-5})$	0.18	0.12	1.41	0.16
mm_{-1}	-0.19	0.14	-1.34	0.18
ml_{-1}	0.13	0.34	0.36	0.72
gap_{-3}	0.31	0.16	1.93	0.06
ppp_{-2}	0.14	0.12	1.65	0.25

Estadísticos de resumen de la regresión
$R^2 = 0.29$ $\sigma = 6.50\%$ SRC = 0.2621 DW = 1.82 Akaike IC = -2.50

Notas: (1) Las variables son las que han venido utilizándose hasta ahora. (2) El signo esperado para los coeficientes de los vectores cointegradores es: (-), (-) (-), (+)

Como puede observarse, los resultados de las pruebas realizadas indican que la tasa de variación de los salarios nominales no sería débilmente exógena[25] a la determinación de los parámetros de la tasa de inflación (cuadro 11.1). Es decir, señalan la existencia de una espiral precios-salarios, a través de los desequilibrios en el mercado laboral. Además, una estimación uniecuacional sencilla de d(w) deja en claro tal vinculación (cuadro 12).

[25] Tampoco sería superexógena, es decir, se cumpliría la crítica de Lucas.

Cuadro 12 Ecuación de salarios
Variable dependiente: d(w)
Muestra: 86.1-03.4
Errores estándar y covarianzas robustos (Bollerslev-Wooldrige)

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-z	Probabilidad
Constante	0.08	0.02	1.94	0.06
ml_{-1}	*-0.27*	*0.08*	*-3.27*	*0.00*
D1	-0.01	0.003	2.54	0.03
T	-0.0005	0.0003	-1.90	0.06
Dt022	0.01	0.001	-9.13	0.00
Do022	-0.05	0.01	7.01	0.00
d(p)	*0.80*	*0.09*	*-6.59*	*0.01*
Ecuación de la varianza				
Constante	2.31E-05	7.04E-06	3.28	0.00
ARCH(1)	-0.07	0.06	-1.27	0.20
$d(p)^2$	0.06	0.01	5.79	0.00

Estadísticos de resumen de la regresión
R^2 = 0.86 σ = 2.5% SRC = 0.0388 DW = 2.22 Akaike IC = -5.16

Notas: (1) Las variables son las que han venido utilizándose hasta ahora. (2) Para las variables dummy, ver nota al cuadro 10.

Por su parte, el resultado del test aplicado a la tasa de depreciación parecería indicar un no rechazo a la hipótesis nula de exogeneidad débil (Cuadro 11.2). Sin embargo, si se considera un rezago menor para el vector cointegrador correspondiente a la paridad de poderes de compra, tal hipótesis es rechazada. Ver Cuadro 11.3.

Cuadro 11. 3 Análisis de exogeneidad débil
Variable dependiente: d(e)
Muestra: 86.1-03.4

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	0.003	0.007	0.50	0.62
$d(e_{-1})$	0.65	0.07	8.94	0.00
$d(e_{-2})$	0.27	0.05	5.28	0.00
Di023	0.33	0.03	10.28	0.00
Di024	-0.39	0.04	-8.86	0.00
mm_{-1}	-0.08	0.06	-1.29	0.20
ml_{-1}	0.02	0.15	0.15	0.88
gap_{-3}	-0.004	0.07	-0.06	0.95
ppp_{-1}	0.17	0.06	*3.01*	0.00

Estadísticos de resumen de la regresión
R^2 = 0.84 σ = 2.9% SRC = 0.0528 DW = 2.12 Akaike IC = -4.13

Notas: (1) Las variables son las que han venido utilizándose hasta ahora. (2) El signo esperado para los coeficientes de los vectores cointegradores es: (-), (-) (-), (+)

El tipo de cambio sería débilmente exógeno para el sistema de cointegración multivariado, pues ninguno de los vectores cointegradores relevantes para la explicación de la evolución de los precios y de los salarios está presente en la ecuación de corto plazo de la tasa de depreciación. Sin embargo, hay otra vía por la cual precios y tipo de cambio podrían estar vinculados contemporáneamente y en forma circular. Ese camino es el ajuste de los desequilibrios de la relación de largo plazo reflejada en la paridad de poderes de compra (PPP), ya que el tipo de cambio se ajusta antes que los precios domésticos. Por ejemplo, un shock de precios externos que altera la PPP en el trimestre *t*, afecta al nivel del tipo de cambio nominal en el trimestre *t+1* y al nivel de precios en el trimestre *t+2*. El nuevo nivel del tipo de cambio nominal implica una nueva tasa de depreciación en *t+1*, que está relacionada contemporáneamente con la tasa de inflación, a pesar de que el ajuste de los precios domésticos al desequilibrio de la relación de PPP se producirá recién en el trimestre siguiente, en *t+2*. Esta vinculación resulta significativa a los efectos de realizar ejercicios de proyección varios trimestres en el futuro, pues para lograr una senda de precios domésticos es necesario considerar una evolución futura del tipo de cambio nominal, la cual mantiene una relación de equilibrio estable en el largo plazo con los precios domésticos a través de la PPP.

Todo parecería indicar que debe realizarse una estimación conjunta que recoja por un lado, la simultaneidad en el corto plazo entre precios, salarios y tipo de cambio y por otro, las relaciones existentes entre ellos en el largo plazo. La estrategia elegida es un sistema de vectores con corrección de errores (VECM) tradicional, pero con un enfoque de cointegración multivariado[26] y la estimación consistió en aplicar mínimos cuadrados en tres etapas (3SLS), pues de esa forma se tuvo en cuenta la presencia de regresores endógenos[27], de heteroscedasticidad[28] y de correlación contemporánea en los residuos.

Una vez efectuada una primera estimación de este sistema de ecuaciones[29], se impuso la restricción de homogeneidad dinámica a los regresores de la primera ecuación (de precios)[30]. Los resultados obtenidos son satisfactorios, el grado de ajuste es significativo (98% para la tasa de inflación trimestral, 86% para la tasa salarial trimestral y 91% para la tasa de depreciación trimestral, con una desviación típica de 0.97%, 2.6% y 2.2%, respectivamente. Ver cuadro 14). Esta estimación conjunta, más eficiente al considerar las desviaciones a los supuestos clásicos mencionadas en el párrafo anterior, permitió una cuantificación más ajustada de la relación precios-salarios y precios-tipo de cambio en el corto plazo. En efecto, se encontró que la tasa salarial se explicaría también por su propia inercia, aunque de memoria no muy larga[31], además de incorporar la inflación corriente y la corrección de desequilibrios en el mercado laboral. En particular, parecería que esos desequilibrios se ajustan más rápidamente de lo que indica la estimación uniecuacional (47 y 27% del desvío del período anterior, respectivamente). La tasa de depreciación, por su parte, ajusta el 28% del desequilibrio registrado en la relación de PPP del trimestre anterior, responde a su propia historia y a los precios corrientes, tanto externos como domésticos. La

[26] Esto es, considerar más de una relación de equilibrio en el largo plazo.
[27] Las variables instrumentales usadas fueron $d(p_{-1})$, $d(w_{-1})$ y $d(e_{-1})$ para *d(p), d(w)* y *d(e),* respectivamente.
[28] Se desconoce exactamente el patrón heteroscedástico de los residuos, aunque se sabe que la varianza de la inflación está asociada positivamente a la depreciación del período anterior, en tanto que la varianza de la tasa salarial está positivamente asociada al cuadrado de la tasa de inflación corriente.
[29] Tres ecuaciones con tres variables endógenas, *d(p), d(w)* y *d(e*).
[30] Ello redundó, además, en una reducción de la desviación estándar de la ecuación.
[31] Hasta dos períodos atrás.

estimación conjunta con precios y salarios reduce el impacto que los precios domésticos y el ajuste a la PPP parecerían tener en la determinación de la tasa de depreciación. En ambos casos fue necesario incorporar dos variables *dummy* que reflejaran el abrupto abandono del sistema de bandas de flotación para el tipo de cambio y su sustitución por un régimen de flotación (en el tercer y cuarto trimestres del año 2002).

Cuadro 13 Ecuación de tipo de cambio
Variable dependiente: d(e)
Muestra: 86.1-03.4
Errores estándar y covarianzas robustos (Bollerslev-Wooldrige)

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-z	Probabilidad
ppp_{-1}	*0.31*	0.07	*4.50*	0.00
d(ps)	-0.24	0.06	-4.10	0.00
d(p)	*0.81*	0.05	*16.66*	0.00
$d(e_{-2})$	0.05	0.05	2.46	0.02
Di023	0.34	0.01	25.97	0.00
Di024	-0.09	0.01	-9.27	0.00
Do033	0.06	0.02	3.72	0.00
T	-0.0002	9.75E-05	-1.71	0.09
Dt042	-0.09	0.01	-9.18	0.00

Estadísticos de resumen de la regresión
R^2 = 0.91 σ = 2.2% SRC = 0.0217 DW = 1.43 Akaike IC = -4.71

Notas: (1) Las variables son las que han venido utilizándose hasta ahora. (2) Para las variables dummy, ver nota al cuadro 10.

Cuadro 14. FORMACIÓN DE PRECIOS Y SALARIOS
Variables dependientes: d(p), d(w), d(e)
Muestra: 86.1- 04.3

Método de estimación: Mínimos cuadrados en tres etapas, iterativos (Marquardt)
Iteración simultánea de matriz de pesos y coeficientes
Convergencia lograda después de: 14 matrices, 15 iteraciones de todos los coef.

1ª Ecuación

d(p) = c(2) (m-p+2.06-0.58y+0.60i+0.06D2+0.12D3+0.12D4+0.007T)$_{-1}$ + c(3) (w-p+0.04+0.13μ+ - 0.001T+0.04Dt021-0.02D1+0.14Do841852)$_{-1}$ + c(4) gap$_{-3}$ + c(5) (pt-ps-e -0.99 +0.18Do901)$_{-2}$ + + c(6) D2 +c(7) d(p$_{-1}$) + c(8) d(p$_{-2}$) + c(9) d(m$_{-4}$) + c(10) d(w) + c(11) d(w$_{-3}$) + c(12) d(g$_{-1}$) + c(13) d(e) + + (1-c(7)-c(8)-c(9)-c(10)-c(11)-c(12)-c(13)) d(ps$_{-4}$) + c(15) Di874

Coeficiente	Valor estimado	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
c(2)	0.05	0.02	3.03	0.00
c(3)	0.19	0.04	3.77	0.00
c(4)	0.09	0.02	3.56	0.00
c(5)	-0.05	0.01	-4.11	0.01
c(6)	0.01	0.003	4.28	0.00
c(7)	0.55	0.06	8.55	0.00
c(8)	-0.23	0.06	-3.85	0.00
c(9)	0.05	0.02	2.22	0.03
c(10)	0.28	0.05	5.38	0.00
c(11)	0.13	0.03	3.94	0.00
c(12)	0.07	0.02	3.04	0.00
c(13)	0.19	0.02	12.32	0.00
c(15)	-0.03	0.01	-3.61	0.00

Estadísticos de resumen de la regresión

R^2 aj.= 0.98 σ = 0.97% SRC = 0.009769 DW = 2.04

2ª Ecuación

d(w) = c(16) + c(17) (w-p+0.04+0.13μ-0.001T+0.04Dt021-0.02D1+0.14Do841852)$_{-1}$ + c(18) D1 + + c(19)T + c(20) d(p) + c(21) Dt022 + c(22) Do022

c(16)	0.04	0.02	2.03	0.04
c(17)	-0.47	0.11	-4.44	0.00
c(18)	0.01	0.01	-2.27	0.03
c(19)	-0.0006	0.0003	-2.13	0.03
c(20)	0.88	0.10	8.54	0.00
c(21)	-0.05	0.02	-2.97	0.00
c(22)	0.06	0.02	3.54	0.00

Estadísticos de resumen de la regresión

R^2 = 0.86 σ = 2.6% SRC = 0.049839 DW = 1.78

3ª Ecuación

d(e) = c(24) (pt-ps-e -0.99 +0.18Do901)$_{-1}$ + c(25) d(ps) + c(26) d(p) + c(27) Di023 + c(28) Di024 + + c(29) Do033 + c(30) T + c(31) Dt042 + c(32) d(e$_{-2}$)

c(24)	0.28	0.04	6.58	0.00
c(25)	-0.23	0.05	-4.70	0.00
c(26)	0.73	0.04	17.13	0.00
c(27)	0.35	0.02	16.49	0.00
c(28)	-0.08	0.02	-3.81	0.00
c(29)	0.06	0.02	4.27	0.00
c(30)	-0.001	0.0001	-4.54	0.00
c(31)	-0.08	0.02	-3.72	0.00
c(32)	0.11	0.04	2.48	0.01

Estadísticos de resumen de la regresión
$R^2 = 0.91$ $\sigma = 2.2\%$ SRC = 0.032047 DW = 1.42

Notas: (1) Las variables son las que han venido utilizándose hasta ahora. (2) Para las variables dummy, ver nota al cuadro 10. (2) Se impuso la relación de paridad de poderes de compra a nivel de los precios de los bienes transables, ya que dicha hipótesis no pudo rechazarse cuando fue testeada (ver cuadro 6). Como resultado, el término independiente no permanece en la especificación final. (3) También se impuso la propiedad de homogeneidad dinámica en precios, ya que no pudo ser rechazada al 1%. (4) El valor del determinante del sistema es:
1 - c(10) c(20) - c(13) c(c26) = 0.61, lo que lleva a que los coeficientes deban multiplicarse por el factor 1.64.

Cuadro 15. FORMACIÓN DE PRECIOS, SALARIOS Y TIPO DE CAMBIO
Variables dependientes: d(p), d(w), d(e)
Muestra: 86.1- 04.3

Variable	**Coeficiente**
1ª Ecuación: d(p)	
mm_{-1}	0.09
ml_{-1}	0.31
gap_{-3}	0.14
ppp_{-2}	-0.09
D2	0.02
$d(p_{-1})$	0.91
$d(p_{-2})$	-0.37
$d(m_{-4})$	0.08
$d(w_{-3})$	0.21
$d(g_{-1})$	0.12
$d(ps_{-4})$	0.05
Di874	-0.05
2ª Ecuación : d(w)	
Constante	0.06
ml_{-1}	-0.77
D1	-0.02
T	-0.001
Dt022	-0.08
Do022	0.09
3ª Ecuación: d(e)	
ppp_{-1}	0.46
d(ps)	-0.38
Di023	0.58
Di024	-0.13
Do033	0.10
T	-0.0009
Dt042	-0.14
$d(e_{-2})$	0.17

Notas:
1) Las variables son las que han venido utilizándose hasta ahora. (2) Para las variables dummy, ver nota al cuadro 10. (2) Se impuso la relación de paridad de poderes de compra a nivel de los precios de los bienes transables, ya que dicha hipótesis no pudo rechazarse cuando fue testeada (ver cuadro 6). (3) También se impuso la propiedad de homogeneidad dinámica en precios. (4) El valor del determinante del sistema es 0.61, lo que lleva a que los coeficientes del cuadro 14 deban multiplicarse por el factor 1.64.

1.3 Evaluación

Del análisis de los resultados expuestos en el cuadro anterior surgen las primeras apreciaciones:

1. Las causas profundas del proceso inflacionario parecerían estar vinculadas a: desequilibrios en el mercado laboral, presiones ejercidas sobre el producto potencial, desequilibrios monetarios y desequilibrios en las relaciones con el resto del mundo. No habría evidencia de la existencia de una relación estable de *markup* entre precios domésticos y costos unitarios en el largo plazo.

2. Se observa un ajuste muy lento de los desequilibrios anteriores, pues no solamente los valores de los coeficientes de ajuste son bajos, sino también en muchos casos en el período actual se ajustan parcialmente desequilibrios ocurridos dos (mercado externo) y hasta tres (mercado de bienes) trimestres atrás.

3. El posible *markup* estaría presente en el corto plazo, a través de una espiral precios-salarios que lleva a la determinación conjunta de dichas variables. El traslado a precios de los incrementos en los otros insumos (tarifas, bienes intermedios importados) no sería inmediato como en el caso de los salarios, sino que tendría uno y dos trimestres de rezago, respectivamente.

4. Un exceso de oferta monetaria en el trimestre corriente aumenta la tasa de inflación en el trimestre siguiente, aunque la elasticidad es un tanto baja.

5. Además, al año de ocurrida la expansión monetaria, se observa un efecto positivo sobre la tasa de inflación[32]. Este es un resultado usual en los análisis empíricos sobre el impacto de la política monetaria.

6. Una correcta cuantificación del peso de la política monetaria en la determinación de la inflación debe considerar, además de los cambios en la cantidad nominal de dinero, la influencia de aquélla en la determinación del tipo de cambio[33].

7. La tasa de depreciación corriente juega un rol en la explicación de la tasa de inflación: 20% del aumento experimentado en el tipo de cambio se traslada a la tasa de inflación del mismo trimestre.

8. La inercia inflacionaria juega un papel central en la explicación de la evolución de los precios en el corto plazo, amplificando de ese modo cualquier modificación en las otras variables, aunque ese efecto se amortigua en el segundo período (trimestre) en el que se produjo el aumento.

9. Los costos salariales y las tarifas públicas inciden significativamente sobre la tasa de inflación, aunque el peso de los primeros es nítidamente superior.

[32] En tal sentido, los efectos de la expansión monetaria del 2003 podrían estar reflejándose en la mayor tasa de inflación del presente año.

[33] En una economía como la uruguaya, el tipo de cambio no está indeterminado, sino que existe un valor del mismo que equilibra el mercado de divisas, dada una cierta política monetaria. Resulta necesario, pues, incorporar una modelación de ese canal de transmisión de la política monetaria al análisis realizado en este trabajo.

10. El efecto de la inflación importada sobre los precios domésticos no es inmediato (dos trimestres de rezago) y aproximadamente el 75% del mismo se amortigua al cuarto trimestre de ocurrido.

11 La variabilidad de la tasa de inflación está asociada a la variabilidad del tipo de cambio y la variabilidad de la tasa salarial está asociada a la de los precios

12. En el largo plazo, los desequilibrios en el mercado laboral se traducen en presiones sobre la tasa de salarios.

13. La evolución de los salarios nominales está íntimamente ligada a la inflación corriente y a la historia reciente de los propios salarios, pero con una memoria relativamente corta, pues la influencia de los incrementos salariales se agota a los dos trimestres de ocurridos.

14. La depreciación de la moneda local presenta un componente inercial significativo y ajusta más rápidamente que los precios dómesticos cualquier desequilibrio ocurrido en la relación de paridad de poderes de compra.

15. No se encontró evidencia alguna de la existencia de un canal tasa de interés sobre los precios domésticos.

2. PRONÓSTICOS DE INFLACIÓN

En base al modelo multivariado uniecuacional (cuadro 11), se pronostica una inflación promedio de 4.7% para el primer trimestre del presente año 2004; en tanto que el sistema de cointegración multivariado (cuadro 15, considerando el efecto de las variables endógenas) vaticina un incremento promedio de 3.9%, con una variación estándar de 0.87%[34]. Un modelo autorregresivo simple (cuadro 16) indica una variación de 5.4% para el IPC en el mismo período, en tanto que un ajuste ARMA (1,4) (cuadro 17) apunta una tasa de 3.8%. La tasa de variación efectiva fue de 2.9%. Sin embargo, se necesitan más observaciones para poder evaluar la bondad de los pronósticos.

2.1 MODELO AUTORREGRESIVO SIMPLE

En el cuadro 16 se presenta el ajuste de la tasa de inflación partiendo del modelo de la tendencia segmentada.

Cuadro 16. Formación de precios al consumo en Uruguay
Variable dependiente: d(p)
Muestra: 80.4-03.4
Errores estándar y covarianzas robustos à la White

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	0.34	0.05	6.76	0.00
Do831-Do832	0.05	0.01	4.71	0.00
Do023	0.05	0.01	4.70	0.01
T	-0.03	0.01	-7.27	0.00
Dt821	0.04	0.01	7.73	0.00
Dt852	-0.02	0.003	-6.16	0.00

[34] Lo que determina intervalos de proyección de (2.9; 6.5) y (2.2; 5.6), respectivamente.

Dt874	0.02	0.002	6.47	0.00
Dt903	-0.02	0.01	-8.33	0.00
Dt923	0.01	0.002	5.03	0.00
Dt992	0.01	0.001	4.97	0.00
Dt014	0.01	0.003	4.72	0.00
Dt023	-0.04	0.004	-9.01	0.00
Dt032	0.03	0.01	5.14	0.00
p_{-1}	0.02	0.01	1.98	0.05
$d(p)_{-1}$	-0.06	0.07	-0.85	0.40
$d(p)_{-2}$	-0.14	0.05	-2.51	0.01
$d(p)_{-3}$	0.03	0.05	0.54	0.59
$d(p)_{-4}$	-0.05	0.05	-0.84	0.40
$d(p)_{-5}$	-0.01	0.01	-0.21	0.83
D3	0.15	0.003	2.56	0.01
R^2 aj.= 0.96 SER = 1.2% SSR = 0.0097 Akaike = -5.86 DW = 1.99				
Notas: Las variables dummies tienen la misma filosofía que la utilizada en cuadros anteriores.				

2.2 MODELO ARMA(1, 4)

Se ajustó un modelo ARMA (p, q) a la inflación. Se debieron incorporar variables dummy de quiebre - de nivel, de pendiente y de impacto -, que reflejan la presencia de cambios estructurales bien definidos: el plan de estabilización a comienzos de la década de 1990 - el cual enlenteció y suavizó la tasa de crecimiento de los precios - y el abandono del sistema de bandas de flotación para el tipo de cambio en el año 2002. Al considerar estos elementos, la tasa de inflación puede representarse como un modelo autorregresivo de orden 2, con media móvil de orden 4 y con estacionalidad.

Cuadro 17. Formación de precios al consumo en Uruguay
Variable dependiente: d(p)
Muestra: 87.2-03.4
ARMA(p, q)
Errores estándar y covarianzas robustos à la White

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	-0.57	0.15	-3.87	0.00
Do904	0.03	0.08	3.48	0.00
Do912	-0.05	0.01	-4.78	0.00
Di023	0.06	0.01	6.80	0.00
T	0.03	0.05	5.57	0.00
Dt903	-0.02	0.005	-4.94	0.00
Di911	-0.04	0.01	-6.61	0.00
AR(1)	0.69	0.08	8.28	0.00
SAR(4)	0.84	0.05	16.55	0.00
MA(4)	-0.92	0.07	-13.76	0.00
R^2 aj.= 0.97 SER = 1.0% SSR = 0.0053 Akaike = -6.31 DW = 1.80 Raíces AR invertidas: 0.96 -0.96 0.69 0.00-0.96i 0.00+0.96i Raiz MA invertida: 0.98				
Notas: Las variables dummies fueron establecidas de la misma forma que las utilizadas en cuadros anteriores				

COMENTARIOS FINALES

Sería muy presuntuoso pretender haber logrado explicar a cabalidad el proceso generador de los precios (y de los salarios) en Uruguay, si bien este trabajo continúa y profundiza una línea de investigación iniciada anteriormente (Bucacos, 1999) y se nutre de otras investigaciones (Fernández, 2001). Básicamente, sin embargo, podemos señalar dos aportes de este trabajo. El primero, se encuentra en la descripción del proceso inflacionario en Uruguay como un fenómeno multicausal, con causas profundas (en el largo plazo) y causas circunstanciales (en el corto plazo). El segundo aporte se encuentra en la cuantificación del peso efectivo de cada uno de aquellos factores en la determinación de la tasa de inflación trimestral. Tiene como asignatura pendiente, sin embargo, explicar el canal monetario-cambiario a precios y realizar una descripción más rica de los mecanismos de formación de los salarios nominales. A su vez, el gran desafío es contar con un instrumento eficiente de predicción de la tasa de inflación. Temas que están en nuestra agenda de investigación inmediata.

Se ha podido establecer empíricamente la existencia de una espiral precios-salarios, de larga data ya en la literatura económica al tiempo que precios y tipo de cambio también estarían conectados contemporáneamente. En efecto, precios, salarios y tipo de cambio se determinarían simultáneamente, siendo imposible poder establecer cuál variable antecede a la otra. En orden de importancia decreciente, la depreciación corriente y los incrementos salariales nominales contemporáneos serían los principales responsables de la inflación trimestre a trimestre, seguidos por los incrementos en los costos tarifarios (al mes de ocurridos), más aumentos salariales (a los tres trimestres de otorgados) y la expansión monetaria (al año de realizada). En términos anuales, sin embargo, el ajuste “hacia atrás” de muchos rubros hace que sea la inercia inflacionaria el factor más importante en la explicación de la tasa de inflación, seguida por los salarios y la devaluación; la oferta monetaria, en tanto, no mejora su presencia.

Si es que la inflación se entiende como un problema a controlar (y no tanto a erradicar), conocer sus determinantes resulta muy útil y conocer el poder de los instrumentos disponibles para controlarla, aún más. Los hallazgos de este trabajo señalan un escaso poder de la política monetaria para lograr una senda de precios predeterminada si la autoridad monetaria no realiza un control del mercado de divisas al mismo tiempo. Además, la determinación simultánea de precios y salarios enfatiza la necesidad de compatibilizar la política salarial con aquella senda de precios. Por tanto, cualquier compromiso de inflación que asuman los responsables de la conducción de la política económica señala la necesidad de coordinación de políticas macro (salarial, tarifaria, monetaria y cambiaria).

ANEXO ESTADÍSTICO

Cuadro A1 ANÁLISIS DE RAÍCES UNITARIAS

Serie	Incluye constante	Incluye tendencia	Nº de rezagos	CRDW	ADF	Orden de integración
m	Sí	No	4	2.01	-1.19	1
$p^{(3)}$	Sí	No	2	1.99	-2.34	2
m-p	No	No	3	2.17	-2.34**	1
y	No	No	4	1.96	-0.52	1
i	Sí	Sí	2	2.02	-2.55	1
y_{pot}	Sí	Sí	4	1.99	-2.83	1
$ptr^{(3)}$	Sí	No	5	2.01	-2.21	2
ps	Sí	No	2	2.00	-1.92	1
e	Sí	No	2	1.95	-2.38	1
w	No	No	5	2.01	-0.62	1
w-p	Sí	No	3	2.01	0.97	1
μ	Sí	Sí	4	2.00	-2.77	1
g	Sí	No	2	2.01	-3.43	1
d(m)	No	No	1	1.95	-3.85***	0
d(p)	No	No	1	2.01	-1.26	1
d(m-p)	No	No	2	2.13	-6.09***	0
d(y)	No	No	3	1.96	-2.86***	0
d(i)	No	No	1	1.99	-5.56***	0
$d(y_{pot})$	No	No	3	2.00	-3.89***	0
d(ptr)	No	No	4	1.98	-1.39	1
d(ps)	No	No	1	2.01	-4.72***	0
d(e)	No	No	1	2.05	-2.29**	0
d(w)	No	No	4	2.01	-2.20**	0
d(w-p)	Sí	Sí	2	2.00	-6.56***	0
$d(\mu)$	No	No	3	2.03	-4.36***	0
d(g)	Sí	No	1	2.30	-5.67***	0
$d^2(p)$	No	No	0	2.01	-9.09***	0
$d^2(ptr)$	No	No	3	2.00	-6.12***	0

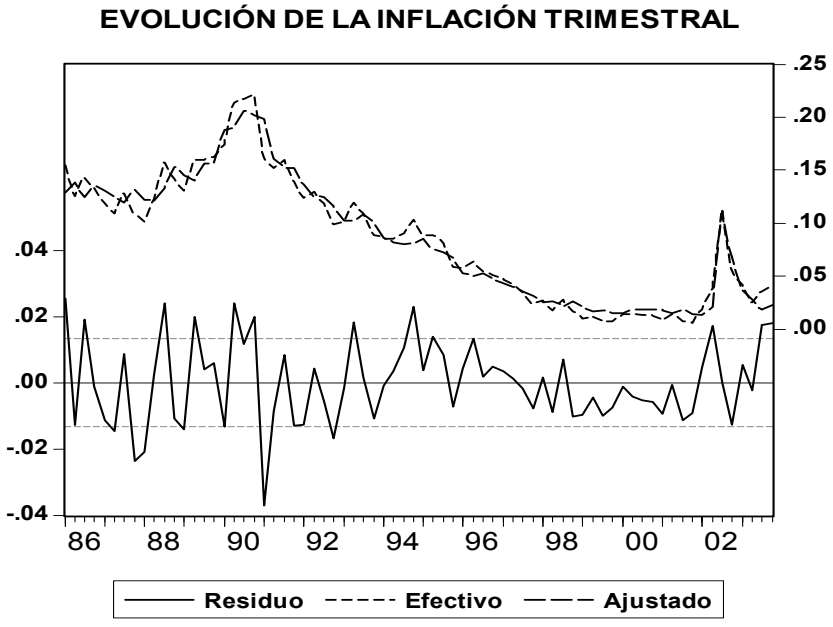
Notas:
(1) Todas las variables están expresadas en logaritmos. (2) *(**)(***) significativo al 10%, 5% y al 1%, respectivamente. (3) Los precios domésticos medidos a través del IPC, tanto el índice global como el que engloba a los de los bienes transables internacionalmente, parecerían ser integrados de orden 2, es decir, la tasa de inflación correspondiente sería I(1), no estacionaria. Ese es un resultado esperado, pues resulta muy difícil de distinguir una serie I(1) con quiebres de una serie I(2) y ambas series sufrieron cambios sustanciales en el primer trimestre del año 1990 y en el tercer trimestre del 2003.

Cuadro A2. ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD: IPC
Variable dependiente: d(p)
Período muestral: 1986.1-2003.4

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	0.05	0.01	4.41	0.00
Do901	0.03	0.01	2.72	0.00
T	0.005	0.001	4.51	0.00
Dt901	-0.004	0.001	-4.70	0.00
Di023	0.08	0.01	5.88	0.00
$d(p_{-1})$	0.55	0.10	5.63	0.00
$d(p_{-2})$	0.002	0.10	0.02	0.98
p_{-1}	*-0.03*	0.01	*-4.91*	0.00

R^2 =0.95 SER = 1.32% SSR = 0.011
Análisis en los residuos:
Correlación serial: LM(2) F = 0.64 (0.53), n R^2 = 1.46 (0.48)
Normalidad: JB = 0.01 (0.99) Sk= 0.03 Curtosis = 2.98

Notas:
(1) Las variables dummy fueron calculadas del mismo modo que las utilizadas en regresiones anteriores.



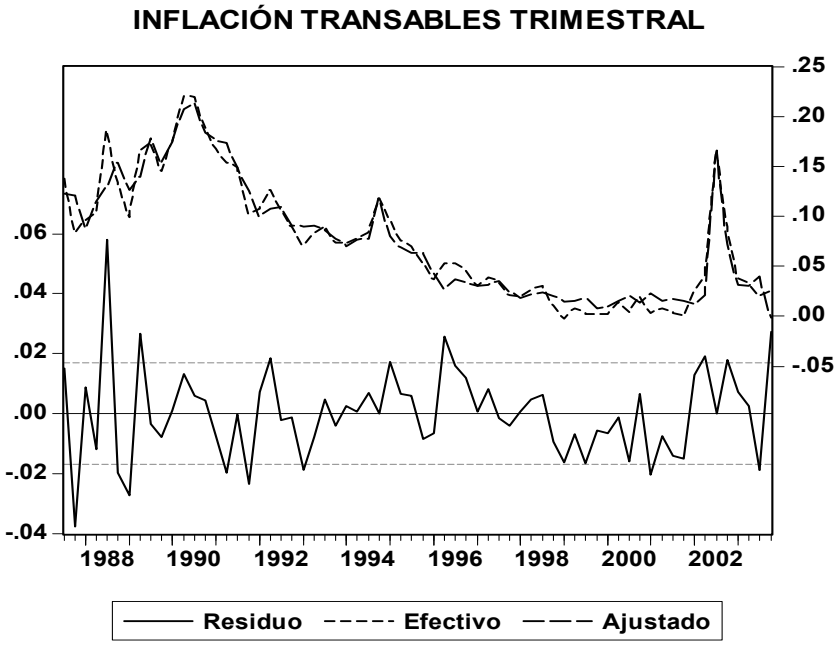
Gráfica 5.

Cuadro A3. ANÁLISIS DE ESTACIONARIEDAD: PRECIOS DE TRANSABLES
Variable dependiente: d(ptr)
Período muestral: 1986.1-2003.4

Variable	Coeficiente	Error Estándar	Estadístico-t	Probabilidad
Constante	0.26	0.05	5.24	0.00
Do901	0.04	0.02	2.41	0.02
T	0.01	0.003	2.96	0.00
Dt901	-0.01	0.003	-3.04	0.00
Di943	0.05	0.02	2.73	0.01
Di023	0.14	0.02	7.94	0.00
$d(ptr_{-1})$	0.42	0.09	4.97	0.00
$d(ptr_{-2})$	-0.10	0.10	-0.99	0.33
$d(ptr_{-3})$	0.11	0.10	1.17	0.25
$d(ptr_{-4})$	0.18	0.09	1.94	0.06
$d(ptr_{-5})$	-0.10	0.09	-1.10	0.28
$d(ptr_{-6})$	-0.19	0.12	-1.55	0.13
$d(ptr_{-7})$	-0.00	0.05	-0.08	0.94
ptr_{-1}	-0.04	0.01	*-5.25*	0.00

R^2 =0.92 SER = 1.69% SSR = 0.015
Análisis en los residuos:
Correlación serial: LM(2) F = 0.78 (0.46), n R^2 = 1.99 (0.36)
Normalidad: JB = 17.07 (0.00) Sk= 0.63 Curtosis = 5.15

Notas:
(1) Las variables dummy fueron calculadas del mismo modo que las utilizadas en regresiones anteriores.



Gráfica 6.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Bergara, M., D. Dominioni y J. A. Licandro (1995), "Un modelo para comprender la "Enfermedad uruguaya", Revista de Economía, Banco Central del Uruguay, Vol.2, Nº2, Segunda Época, Noviembre 1995.

Blanchflower, D. y A. Oswald (1994), "The wage curve", Cambridge: MIT Press.

Bucacos, E. (1999), "La formación de precios en Uruguay: 1988.01-1998.12", Documento de trabajo 4/99, Área de Investigaciones Económicas, BCU.

---------- (2001), "Tendencia y ciclo en el producto uruguayo", Documento de trabajo 1/01, Área de Investigaciones Económicas, BCU.

---------- (2003), "Evaluación de la demanda por saldos reales en Uruguay, 1980.1-2002.4", Documento de trabajo 1/2003, Área de Investigaciones Económicas, BCU.

---------- y G. Licandro (2002), "Acerca de la estabilidad de la demanda de dinero. El caso de Uruguay: 1979.4-2002.3", Documento de trabajo 1/02, Área de Investigaciones Económicas, BCU.

De Brower, G. y N. R. Ericcsson (1994), "Modeling inflation in Australia", Journal of Business and Economic Statistics, American Statistical Association, Vol. 16, Nº 4, Octubre.

Fernández, R. (2001), "Modelos de formación de precios utilizados en el Departamento de Coyuntura, Área de Investigaciones Económicas", Documento de trabajo 9/01.

Friedman, M y A. Schwartz (1963). “A monetary history of the United States, 1867-1960”, Princeton University Press, Princeton.

García, P. y P. Granados (2003), "La curva de salarios en Chile", Banco Central de Chile, Documento de Trabajo Nº320, Mayo 2005.

Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", Journal of Economc Dynamics and Control, 12, 231-254.

---------- (1989), "Likelihood based inference on cointegration, theory and applications", Lecture notes, Institute of Mathematical Statistics, University of Copenhagen, Copenhagen, Denmark.

Juselius, K. (1992), "Domestic and foreign effects on prices in an open economy: the case of Denmark", Journal of Policy Modeling, 14, 4, 401-428.

Harvey, A. y A. Jaeger (1993), "Detrending, stylized facts and the business cycle", Journal of Applied Econometrics, Vol. 8, pp. 231-247.