

# DOS MODELIZACIONES DE LA FORMACIÓN DE PRECIOS EN URUGUAY

ROSANNA FERNÁNDEZ CASTRO

## RESUMEN

El presente trabajo trata de los modelos empíricos estimados en el Departamento de Coyuntura del Banco Central del Uruguay para la proyección de precios y salarios. El primero se basa en uno standard de markup. El otro tiene sus raíces en el desarrollado por Bergara, Dominioni y Licandro (1995), en la tradición de los de “booming sector”. Se analizan los determinantes de largo plazo de la inflación uruguaya y se estiman modelos de corrección de errores, poniendo especial énfasis en evaluar la calidad de su especificación y su comportamiento predictivo.

## ABSTRACT

This paper deals with the empirical models estimated at the Macroeconomic Analysis Department of the Central Bank of Uruguay for price forecasts. The first one is based on a standard one of mark-up. The other is rooted in a Booming Sector model developed by Bergara, Dominioni and Licandro (1995). Long-run determinants of Uruguayan inflation are analysed and error correction models are estimated, taking great care in assessing the quality of specification and predictive performance.

**Key words:** inflation, mark-up models, booming sector models, Uruguay

**JEL:** E31, E37

## INTRODUCCIÓN

En el presente trabajo, se presentan los modelos trimestrales utilizados en el Departamento de Coyuntura del Banco Central del Uruguay para la proyección de precios y salarios.

La medida de la inflación es la variación del Índice de los Precios del Consumo (IPC) del Instituto Nacional de Estadística (INE). Se procura estimar o proyectar la inflación a lo largo de cada trimestre, es decir la variación del IPC entre el mes  $t$  y el  $t-3$ . Se trabaja con datos trimestrales, extendiéndose el período muestral desde el primer trimestre de 1988 al cuarto trimestre de 2001 (56 observaciones), salvo en el caso de la modelización de los precios de los bienes y servicios no transables en el que se manejan datos desde el primer cuarto de 1986, con lo que la cantidad de observaciones llega a 64.

## MODELO 1

### Modelo 1 - Ecuación de largo plazo

El modelo 1 tiene como base teórica uno estándar de markup de precios. Se supone que la evolución del nivel general de precios está ligada a la de los costos unitarios totales que incluyen salarios, tarifas públicas e insumos importados. El precio de este último componente de los costos unitarios, a su vez, depende del nivel de los precios internacionales y del tipo de cambio. Por otra parte, se considera que en el corto plazo la desviación del nivel de producto con respecto a su nivel potencial, también influye en la inflación, elevándola en la etapa ascendente del ciclo, deprimiéndola en la descendente.

Los tests incluidos en el Anexo (cuadros A1CM1.1, A1CM1.2 y A1CM1.3) permitirían concluir que existe una relación de largo plazo entre los precios al consumo, los precios internacionales expresados en moneda nacional, los salarios privados y las tarifas públicas. La estimación de una ecuación con corrección de errores también respalda la existencia de dicho equilibrio de largo plazo ya que el coeficiente del vector cointegrador es negativo y estadísticamente significativo (ver cuadro CM1.2).

A partir de la ecuación de cointegración presentada en el Cuadro CM1.1, se puede concluir que se está ante un equilibrio estable: la suma acumulativa de residuos al cuadrado está generalmente dentro de las líneas de significación estadística (en dos tercios de los casos), respaldando la existencia de una relación de largo plazo entre precios al consumo, precios internacionales expresados en moneda nacional, salarios privados y tarifas públicas (ver resultados del CUSUM of Squares test en la gráfica A2GM1.1). También se está ante un equilibrio que verifica la homogeneidad de grado uno en precios (así se infiere del test de Wald).

### **Modelo 1 - Ecuación de corto plazo**

La ecuación con corrección de errores del cuadro CM1.2 busca modelizar el comportamiento de corto plazo de los precios al consumo. La especificación presentada aparece avalada por los residuos obtenidos en la medida que no se puede rechazar la hipótesis de que los mismos son ruido blanco con distribución normal. La inercia inflacionaria, la devaluación doméstica, las variaciones de salarios privados y tarifas públicas y la desviación del PIB con respecto a su nivel de tendencia determinan la dinámica de corto plazo de la tasa de inflación.

La variable "dummy impulso" incluida en la ecuación de corto plazo del cuadro CM1.2 permite extraer de la muestra la observación del segundo trimestre de 1993, la que sería atípica. En efecto, a la misma le correspondía el mayor residuo del período considerado y su extracción mejora sustancialmente el comportamiento de los residuos al cuadrado.

La variación del IPC presenta estacionalidad en el cuarto trimestre. Para modelarla se considera una dummy estacional que interactúa con la inflación del período anterior: la reducción que experimentaba la inflación en octubre-diciembre a principios de los noventa difiere sustancialmente de la que registraba a fines de la década, debido a la fuerte tendencia descendente que ha mostrado la inflación a lo largo de dichos años.

La variable CICLOHP (ver cuadro CM1.2) se ha incluido para recoger el efecto sobre la inflación de las desviaciones del producto con respecto a su nivel potencial: las presiones inflacionarias en la etapa alta del ciclo, las deflacionarias en la baja.

El CUSUM of Squares test (gráfica A2GM1.2), los resultados de la estimación recursiva de los coeficientes (gráfica A2GM1.3) y las gráficas A2GM1.4 y A2GM1.5 de pronósticos respaldan la estabilidad paramétrica del modelo 1 especificado como una corrección de errores.

**Cuadro CM1.1 - MODELO 1**  
**Ecuación de largo plazo**

Variable dependiente:	IPC			
Muestra:	I.1988-IV.2001			
Nro.observaciones:	56			
<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>	
Constante	-0.55	-4.95	0.0000	
TC+ PINT	0.11	4.88	0.0000	
TAR	0.20	8.74	0.0000	
SALPRIV	0.70	28.71	0.0000	
DUM3	0.01	2.24	0.0291	
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos. Se trabaja con variables sin desestacionalizar.				
<b>IPC</b>	<b>Precios al consumo:</b> El índice de precios al consumo es elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE). A partir de marzo de 1997, su cálculo se basa en una nueva canasta. Siendo coherentes con la metodología oficial, no sólo las ponderaciones utilizadas sino también los bienes y servicios considerados antes de marzo de 1997 difieren de los correspondientes a fechas posteriores.			
<b>PINT</b>	<b>Precios externos:</b> Precios mayoristas expresados en dólares de los siete principales socios comerciales fuera de la región y precios al consumo argentinos y brasileños también expresados en la divisa norteamericana. Se trabaja con ponderaciones variables. Las de los países extrarregionales de cada año derivan de su importancia en el comercio uruguayo de bienes total (exportaciones más importaciones) del año anterior. El peso de los precios de Argentina y Brasil surge de considerar no sólo al intercambio de bienes sino también de una estimación de los créditos y débitos del rubro Viajes de la Balanza de Pagos correspondientes a dicho país. Las ponderaciones de cada año reflejan la importancia de los socios regionales en la estructura de comercio exterior del año anterior.			
<b>TC</b>	<b>Tipo de cambio nominal:</b> Promedio mensual del precio en moneda nacional de un dólar estadounidense según la cotización vendedora del mercado interbancario.			
<b>TAR</b>	<b>Tarifas públicas:</b> Serie construida a partir de los incrementos oficiales de las tarifas de las empresas públicas ANCAP, ANTEL, UTE y OSE. El peso dado a cada una de estas tarifas surge del que tienen en la canasta del IPC, el cual se modifica en marzo de 1997.			
<b>SALPRIV</b>	<b>Salarios nominales sector privado:</b> Se calcula a partir de la información del INE sobre los salarios nominales privados de todo el país.			
<b>DUMX</b>	<b>Dummy estacional:</b> 1 en trimestre X, 0 en el resto.			
R <sup>2</sup> = 0.9999 EER= 1.59% SCR=0.013 DW=1.80				
<b>Test de Wald con H<sub>0</sub>: suma coeficientes de (TC+PINT, TAR y SALPRIV) = 1</b>				
No se rechaza H <sub>0</sub> ya que F=1.99 (0.16) $\chi^2$ = 1.99 (0.16)				

**Cuadro CM1.2 - MODELO 1**  
**Ecuación de corto plazo**

Variable dependiente:	$\Delta(\text{IPC})$		
Muestra (ajustada):	II.1988-IV.2001		
Nro.observaciones (n):	55		
	<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>
	C	-0.005	-2.69
	$\Delta(\text{IPC}(-1))$	0.46	6.75
	$\Delta(\text{IPC}(-3))$	-0.22	-3.52
	$\Delta(\text{TC}(-1))$	0.21	3.89
	$\Delta(\text{SALPRIV})$	0.31	6.23
	$\Delta(\text{SALPRIV}(-3))$	0.12	3.09
	$\Delta(\text{TAR})$	0.17	6.85
	$\Delta(\text{TAR}(-3))$	0.10	3.35
	CICLOHP(-2)	0.13	2.72
	D932	0.02	2.76
	DUM4* $\Delta(\text{IPC}(-1))$	-0.20	-7.77
	COINTIPC(-1)	-0.50	-5.55
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos.			
<b>IPC</b>	<i>Precios al consumo:</i> ver cuadro CM1.1		
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal :</i> ver cuadro CM1.1		
<b>SALPRIV</b>	<i>Salarios nominales sector privado:</i> ver cuadro CM1.1		
<b>TAR</b>	<i>Tarifas públicas:</i> ver cuadro CM1.1		
<b>CICLOHP</b>	<i>Output gap :</i> Como medida del output gap se utiliza la diferencia entre la serie desestacionalizada del producto interno bruto (PIB) y su tendencia, siendo esta última la generada por el filtro de Hodrick-Prescott .		
<b>DXXX</b>	<i>Dummy impulso:</i> 1 en XXX, 0 en el resto		
<b>DUMX</b>	<i>Dummy estacional:</i> 1 en el trimestre X, 0 en el resto		
<b><math>\Delta</math></b>	<b>Primera diferencia</b>		
<b>DUMX*<math>\Delta(\text{IPC}(-1))</math></b>	<i>Dummy estacional corregida:</i> variación del IPC del trimestre (X-1) en el trimestre X, 0 en el resto.		
<b>COINTIPC</b>	<b>Vector cointegrador:</b> entre precios al consumo, precios internacionales expresados en moneda nacional, salarios privados y tarifas públicas.		
$R^2=0.985$ EER=0.78% SCR=0.0026 DW=2.26			
Tests en los residuos:	Estadístico Q residuos, 8 rezagos:7.9046 (0.443)		
	Estadístico Q residuos al cuadrado,8 rezagos: 5.8815 (0.661)		
	Jarque-Bera: 0.15 (0.93)		
	LM(2): F= 0.73 (0.49) $nR^2 = 1.88$ (0.39)		
	ARCH(2): F = 0.34 (0.71) $nR^2 = 0.72$ (0.70)		

### Modelo 1 - Salarios

En el cuadro CM1.3 se presenta el modelo utilizado para las proyecciones de salario privado que alimentan las de inflación del modelo 1.

No se recurrió a una estimación en dos etapas. Varios modelos alternativos fueron descartados porque, para variables para las que se podía contar con proyecciones razonables, o bien las ecuaciones de largo plazo testeadas carecían de estabilidad o bien el coeficiente del vector de cointegración en la ecuación de corto plazo no tenía significación estadística. Por otra parte, se estudió una modelización en dos etapas que superaba los tests de especificación usualmente utilizados pero cuyo comportamiento predictivo era significativamente inferior al del modelo finalmente elegido.

Las variaciones del salario privado estarían vinculadas de forma estable con la inflación y la devaluación pasadas así como con la evolución de las remuneraciones del sector público (ver resultados del CUSUM of Squares test en gráfica A2GM1.6 y de la estimación recursiva de coeficientes en gráfica A2GM1.7, así como las gráficas A2GM1.8 y A2GM1.9 de pronósticos). Cabe destacar, sin embargo, que los tests generalmente empleados para evaluar estabilidad, dieron resultados que sugirieran su presencia, una vez que se hizo comenzar el período muestral en el primer trimestre de 1994.

El modelo presentado en el cuadro CM1.3 supera los tests tradicionales para detectar errores de especificación, no pudiéndose rechazar la hipótesis de que los residuos son ruido blanco con distribución normal.

La variable "dummy impulso" del segundo trimestre de 1995 corrige la caída "excesivamente" pronunciada que tuvieron los salarios privados en dicho período de ajuste fiscal relacionada con el hecho de que la información divulgada reflejó de forma inmediata el aumento registrado en el impuesto a las retribuciones personales pero en forma gradual los aumentos compensatorios que también se concedieron en los beneficios sociales.

Obsérvese que el modelo hallado convalidaría la estrategia seguida para modelar los precios al consumo. En efecto, parecería apropiado no haber recurrido a una estimación simultánea de la inflación y la variación de salarios privados, en la medida que dicha variación depende de valores pasados de la del IPC, del tipo de cambio y de la de una variable exógena como los salarios públicos.

**Cuadro CM1.3 - MODELO 1**  
**Ecuación de salarios**

Variable dependiente:	$\Delta(\text{SALPRIV})$		
Muestra (ajustada):	I.1994-IV.2001		
Nro.observaciones (n):	32		
<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>
C	-0.005	-2.42	0.0223
$\Delta$ (IPC(-1))	0.76	11.99	0.0000
$\Delta$ (TC(-1))	0.15	2.50	0.0187
$\Delta$ (SALPUB)	0.16	4.26	0.0002
D952	-0.05	-8.26	0.0000
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos. Se trabaja con variables sin desestacionalizar. Actuando consistentemente con lo generalmente recomendado en modelización económica, en ningún momento se mezclan datos desestacionalizados con datos que no lo están.			
<b>SALPRIV</b>	<i>Salarios nominales sector privado:</i> ver cuadro CM1.1		
<b>IPC</b>	<i>Precios al consumo:</i> ver cuadro CM1.1		
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal :</i> ver cuadro CM1.1		
<b>SALPUB</b>	<i>Salarios nominales sector público:</i> Calculados a partir de la información del INE sobre salarios nominales públicos de todo el país		
<b>DXXX</b>	<i>Dummy impulso:</i> 1 en XXX, 0 en el resto		
<b><math>\Delta</math></b>	<b>Primera diferencia</b>		
$R^2=0.966$ EER=0.58% SCR=0.0009 DW=2.23			
Tests en los residuos:	Estadístico Q residuos, 8 rezagos:5.6761 (0.683)		
	Estadístico Q residuos al cuadrado,8 rezagos:11.665 (0.167)		
	Jarque-Bera: 2.39 (0.30)		
	LM(2): F= 1.22 (0.31) $nR^2 = 2.85$ (0.24)		
	ARCH(2): F = 2.41 (0.11) $nR^2 = 4.54$ (0.10)		

## MODELO 2

El modelo 2 se basa en el teórico de tres bienes de Bergara, Dominioni y Licandro (1995). Consecuentemente, se distingue entre bienes transables internacionalmente (de aquí en adelante llamados transables), bienes y servicios comercializables regionalmente (a los que, por simplicidad, se los pasará a llamar regionales) y los no transables.

Si se supone que no existen trabas al comercio, la ley de un solo precio rige la evolución del precio interno de los transables, con lo que su variación viene dada por la suma de la inflación internacional relevante para el país más la tasa de devaluación. Si se trabaja con el supuesto de economía pequeña, el precio internacional es una variable exógena determinada en el mercado mundial.

El precio de los regionales se determina en un mercado conformado por Argentina y Uruguay donde la producción nacional de dichos bienes constituye la oferta y en el que la demanda es la suma de la doméstica y de la del resto de la región considerada.

Por otra parte, la determinación del precio de los bienes no transables se hace en función de la demanda y oferta internas.

## **Modelo 2 - Bienes transables**

A partir de los resultados de diferentes tests <sup>1</sup> (los de cointegración de Johansen y de Engle y Granger así como la estimación de un modelo de corrección de errores) se podría concluir que existe una relación de largo plazo entre la evolución de los precios de los bienes transables y la de los internacionales considerados relevantes ajustada por la variación del tipo de cambio.

La ecuación de largo plazo o de cointegración presentada en el cuadro CM2.1 muestra que dicha relación implicaría el cumplimiento de la ley de un solo precio, tal como lo suponían Bergara, Dominioni y Licandro (1995) (ver resultado de test de Wald presentado en dicho cuadro). También sería estable, tal como se infiere del CUSUM of Squares test (ver gráfica A2GM2.1 )

Sin embargo, es necesario destacar que se llega a la conclusión de que la relación de largo plazo entre precios de transables, tipo de cambio y precios externos relevantes es estable y ajustada a lo predicho por la ley de un solo precio después de considerar que dicha relación sufrió cambios sustanciales (quiebres) en dos oportunidades: en el cuarto trimestre de 1989 y en el primero de 1999. Esos quiebres se modelan con variables ficticias llamadas "dummies cambios de nivel" (ver cuadro CM2.1) y corresponden a períodos especiales de la región: abandono de planes de estabilización e hiperinflaciones a fines de 1989 en la región y el colapso del Plan Real brasileño a principios de 1999.

---

<sup>1</sup> Ver cuadros A1CM2.1, A1CM2.2, A1CM2.3



En una segunda etapa se estima una ecuación con corrección de errores, que busca aproximar el comportamiento de corto plazo de los precios de los transables (ver cuadro CM2.2).

En dicha ecuación de corto plazo, el coeficiente del vector cointegrador (COINTTI) muestra un valor negativo y estadísticamente significativo, aportando más evidencia a favor de la existencia de una relación de largo plazo entre la evolución de los precios de los bienes transables internacionalmente y la inflación externa relevante ajustada por devaluación (ver cuadros del anexo 1 A1CM2.1, A1CM2.2, A1CM2.3 ). La convergencia al equilibrio de largo plazo estaría asegurada: la inflación externa relevante ajustada por devaluación se termina trasladando en su totalidad a los precios de los bienes transables.

Los residuos de la regresión en corrección de errores presentada en el cuadro muestran un "buen comportamiento" en el sentido de que no se puede rechazar la hipótesis de que son ruido blanco y de que tienen una distribución normal. En dicha ecuación además de las primeras diferencias contemporáneas y/o rezagadas (según corresponda) de las variables incluidas en la de largo plazo (cuadro CM2.1), se destaca la presencia de la variable elegida como "proxy" del output-gap (GAP), variable que tendría valor 0 en el equilibrio de largo plazo. Tal como era previsible, la desviación del producto con respecto a su nivel potencial hace que la inflación de los bienes transables esté por encima de la inflación internacional relevante ajustada por devaluación en la etapa ascendente del ciclo de negocios y por debajo en la fase descendente del ciclo.

Cabe destacar que, según se infiere del CUSUM of Squares test (gráfica A2GM2.2), de la estimación recursiva de sus coeficientes (gráfica A2GM2.3) y de las gráficas de pronósticos (A2GM2.4 y A2GM2.5), el modelo de los transables especificado como una corrección de errores mostraría estabilidad paramétrica. Esto se da a pesar de las turbulencias regionales reflejadas en los quiebres en la ordenada de la ecuación de cointegración.

**Cuadro CM2.1 - MODELO DE TRANSABLES**  
**Ecuación de largo plazo**

Variable dependiente:	PT		
Muestra:	I.1986-IV.2001		
Nro.observaciones:	64		
<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>
Constante	-4.49	-44.58	0.0000
TC+PINT	1.00	102.51	0.0000
DN894	-0.19	-5.29	0.0000
DN991	0.04	2.00	0.0499
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos. Se trabaja con variables sin desestacionalizar. Actuando consistentemente con lo generalmente recomendado en modelización económica, en ningún momento se mezclan datos desestacionalizados con datos que no lo están.			
<b>PT</b>	<i>Precios de transables:</i> El índice de precios de los transables, surge de una descomposición del IPC que sigue la presentada en Bergara, Dominioni, Licandro (1995) aunque con adaptaciones por el cambio que muestra la canasta del IPC desde marzo de 1997. Siendo coherentes con el cálculo oficial del IPC, las ponderaciones utilizadas así como los distintos artículos incluidos en esta categoría de bienes antes de marzo de 1997 difieren de los correspondientes a fechas posteriores.		
<b>PINT</b>	<i>Precios externos:</i> Precios mayoristas expresados en dólares de los siete principales socios comerciales fuera de la región y precios al consumo argentinos y brasileños también expresados en la divisa norteamericana. Se trabaja con ponderaciones variables. Las de los países extrarregionales de cada año derivan de su importancia en el comercio uruguayo de bienes total (exportaciones más importaciones) del año anterior. El peso de los precios de Argentina y Brasil surge de considerar no sólo al intercambio de bienes sino también de una estimación de los créditos y débitos del rubro Viajes de la Balanza de Pagos correspondientes a dicho país. Las ponderaciones de cada año reflejan la importancia de los socios regionales en la estructura de comercio exterior del año anterior.		
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal:</i> Promedio mensual del precio en moneda nacional de un dólar estadounidense según la cotización vendedora del mercado interbancario.		
<b>DNXXX</b>	<i>Dummy de cambio de nivel:</i> 0 hasta XXX inclusive, 1 después		
R <sup>2</sup> = 0.999 EER= 5.43% SCR=0.177 DW=1.14			
<b>Test de Wald con H<sub>0</sub>: coeficiente de TC+PINT=1</b>			
No se rechaza H <sub>0</sub> ya que F=0.07 (0.79) $\chi^2$ = 0.07 (0.79)			

**Cuadro CM2.2 - MODELO DE TRANSABLES**  
**Ecuación de corto plazo**

Variable dependiente:	$\Delta$ (PT)		
Muestra (ajustada):	IV.1988-IV.2001		
Nro.observaciones (n):	53		
<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>
C	-0.0009	-0.26	0.7946
$\Delta$ (PT(-1))	0.34	4.09	0.0002
$\Delta$ (PT(-3))	0.30	3.87	0.0004
$\Delta$ (TC+BRPC)	0.13	7.17	0.0000
$\Delta$ (TC(-1)+BRPC(-1))	0.07	3.70	0.0006
$\Delta$ (TC(-2)+INTV(-2))	0.21	3.51	0.0011
$\Delta$ (TC(-3)+INTBR(-3))	-0.10	-3.30	0.0020
GAP(-2)	0.16	4.04	0.0002
GAP(-3)	0.10	2.20	0.0331
COINTTI(-1)	-0.12	-2.18	0.0347
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos.Se trabaja con variables sin desestacionalizar. Actuando consistentemente con lo generalmente recomendado en modelización económica, en ningún momento se mezclan datos desestacionalizados con datos que no lo están.			
<b>PT</b>	<b>Precios de transables:</b> ver cuadro CM2.1		
<b>TC</b>	<b>Tipo de cambio nominal :</b> ver cuadro CM2.1		
<b>BRPC</b>	<b>Precios brasileños:</b> Precios al consumo brasileños expresados en dólares		
<b>INTV</b>	<b>Precios extrarregionales:</b> Precios mayoristas expresados en dólares de los siete principales socios comerciales fuera de la región. Se trabaja con ponderaciones variables. Las de cada año provienen de la importancia de estos países en el comercio uruguayo de bienes total (exportaciones más importaciones) del año anterior.		
<b>INTBR</b>	<b>Precios brasileños y extrarregionales:</b> Precios mayoristas expresados en dólares de los siete principales socios comerciales fuera de la región y precios al consumo brasileños también expresados en la divisa norteamericana. Se trabaja con ponderaciones variables. Las de los países extrarregionales de cada año derivan de su importancia en el comercio uruguayo de bienes total (exportaciones más importaciones) del año anterior. El peso de los precios de Brasil surge de considerar no sólo al intercambio de bienes sino también de una estimación de los créditos y débitos del rubro Viajes de la Balanza de Pagos correspondientes a dicho país. Las ponderaciones de cada año reflejan la importancia de Brasil en la estructura de comercio exterior del año anterior.		
<b>GAP</b>	<b>Output gap :</b> Como medida del output gap se utiliza la diferencia entre la serie del producto interno bruto (PIB) y su tendencia, siendo esta última la generada por el filtro de Hodrick-Prescott .		
<b>COINTTI</b>	<b>Vector cointegrador:</b> entre precios de transables, precios externos y tipo de cambio.		
<b><math>\Delta</math></b>	<b>Primera diferencia</b>		
$R^2=0.943$ EER=1.52% SCR=0.0099 DW=2.15			
Tests en los residuos:	Estadístico Q residuos, 8 rezagos:7.1625 (0.519)		
	Estadístico Q residuos al cuadrado,8 rezagos: 8.3856 (0.397)		
	Jarque-Bera: 2.69 (0.26)		
	LM(2): F= 0.25 (0.78) $nR^2 = 0.65$ (0.72)		
	ARCH(2): F = 0.32 (0.73) $nR^2 = 0.66$ (0.76)		

## Modelo 2 - Bienes y servicios regionales

Según Bergara, Dominioni, Licandro (1995), la oferta de los regionales está constituida por la producción nacional de dichos bienes y servicios mientras que su demanda proviene de la región conformada por Argentina y Uruguay. Por lo tanto, parece razonable estudiar si el tipo de cambio, los precios argentinos expresados en dólares y los salarios uruguayos<sup>2</sup> determinan la evolución de los precios de los regionales uruguayos. Si en Argentina hay inflación en dólares, habrá mayor demanda por los regionales uruguayos por un efecto precio. Un aumento de los salarios uruguayos, por otra parte, implica un incremento de los precios de los regionales tanto por presiones de demanda como por aumento de los costos de producción.

Tanto el test de Johansen como el de Engle y Granger (ver cuadros del Anexo A1CM2.4, A1CM2.5, A1CM2.6) permitirían concluir que existe una relación de largo plazo entre los precios de los regionales, el tipo de cambio, los precios argentinos expresados en dólares y los salarios uruguayos. Estos resultados serán confirmados, tal como se verá más adelante, al estimar un modelo de corrección de errores.

La ecuación expuesta en el cuadro CM2.3 modela esa relación de largo plazo. Si se considera la ocurrencia de dos quiebres, uno en el cuarto trimestre de 1990 y otro en el primero de 1995, se llega a la conclusión de que dicha relación es estable (ver gráfica A2GM2.6 con resultados del CUSUM of Squares test). Dichos cambios sustanciales, modelizados con "dummies cambios de nivel", corresponden a períodos especiales de la vida económica argentina: hiperinflación en el primer caso, crisis del Tequila en el segundo.

La ecuación de largo plazo presentada tampoco permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de grado uno en precios, tal como se infiere de los resultados del test de Wald.

La regresión en corrección de errores presentada en el cuadro CM2.4 también respalda la presencia de una relación de largo plazo entre los

---

2 Se estudió la influencia del consumo argentino sobre los precios de los regionales (efecto ingreso) pero los resultados obtenidos especialmente en lo que se refiere a la dinámica de corto plazo no fueron plausibles desde el punto de vista de la teoría económica.

precios regionales, el tipo de cambio, los precios argentinos y los salarios uruguayos. En efecto, el coeficiente del vector cointegrador es negativo y significativo estadísticamente. También existe evidencia para concluir que los residuos de esta regresión se comportan "adecuadamente" ya que no se puede rechazar la hipótesis de que son ruido blanco y de que presentan una distribución normal.

Además de las primeras diferencias contemporáneas y/o rezagadas (según corresponda) de las variables incluidas en la ecuación de largo plazo, la de corto presenta dummies estacionales y una variable "dummy impulso" que permite extraer de la muestra la observación correspondiente al segundo trimestre de 1991. A dicha observación le correspondía el mayor valor residual de toda la muestra y su sola extracción cambia el comportamiento de los residuos al cuadrado de tal forma que deja de ser evidente la presencia de heteroscedasticidad condicional, por lo que parece lógico atribuirle el carácter de atípica.

El output gap influye en la inflación de los bienes y servicios regionales a través de su incidencia en los incrementos salariales nominales observados en el sector privado. En efecto, tal como se verá más adelante, el desvío del producto con respecto a su nivel tendencial aparece como variable independiente en la regresión de salarios privados.

El modelo de los regionales especificado como una corrección de errores mostraría estabilidad paramétrica, según se infiere del CUSUM of Squares test (gráfica A2GM2.7), de la estimación recursiva de sus coeficientes (gráfica A2GM2.8) y de las gráficas A2GM2.9 y A2GM2.10 de pronósticos. Esto se cumple a pesar de las turbulencias por las que atravesó la economía argentina modeladas como quiebres en la ordenada de la respectiva ecuación de cointegración.

**Cuadro CM2.3 - MODELO DE REGIONALES**  
**Ecuación de largo plazo**

Variable dependiente:	PR		
Muestra:	I.1988-IV.2001		
Nro.observaciones:	56		
<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>
Constante	-0.48	-2.52	0.0148
TC+ARPCPM	0.14	3.94	0.0002
SAL	0.85	23.39	0.0000
DN904	0.09	2.92	0.0052
DN951	-0.07	-3.24	0.0021
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos. Se trabaja con variables sin desestacionalizar. Actuando consistentemente con lo generalmente recomendado en modelización económica, en ningún momento se mezclan datos desestacionalizados con datos que no lo están.			
<b>PR</b>	<b>Precios de regionales:</b> El índice de precios de los regionales, surge de una descomposición del IPC que sigue la presentada en Bergara, Dominioni, Licandro (1995) aunque no se incluye a las frutas y verduras, cuyos precios suelen sufrir fuertes fluctuaciones transitorias. También se realizaron adaptaciones por el cambio que muestra la canasta del IPC desde marzo de 1997. Siendo coherentes con el cálculo oficial del IPC, las ponderaciones utilizadas así como los distintos artículos incluidos en esta categoría de bienes antes de marzo de 1997 difieren de los correspondientes a fechas posteriores.		
<b>ARPCPM</b>	<b>Precios argentinos:</b> Promedio ponderado de los precios mayoristas y al consumo en Argentina ajustados por la devaluación de la moneda argentina frente a la norteamericana. La ponderación de los precios mayoristas surge de la importancia de Argentina en la suma de las exportaciones e importaciones uruguayas de bienes. El peso asignado a los precios al consumo tiene en cuenta una estimación del total de exportaciones e importaciones de servicios de turismo que según la balanza de pagos uruguayas le correspondería al vecino país.		
<b>TC</b>	<b>Tipo de cambio nominal:</b> ver cuadro CM2.1		
<b>SAL</b>	<b>Salarios nominales:</b> Se calcula a partir de la información del Instituto Nacional de Estadística sobre los salarios nominales de todo el país.		
<b>DNXXX</b>	<b>Dummy de cambio de nivel:</b> 0 hasta XXX inclusive, 1 después		
R <sup>2</sup> = 0.999 EER= 4.11% SCR=0.086 DW=0.64			
<b>Test de Wald con H<sub>0</sub>: (suma coeficientes de (TC+ARPCPM) y SAL) = 1</b>			
No se rechaza H <sub>0</sub> ya que F=1.02 (0.32) $\chi^2$ = 1.02 (0.31)			

**Cuadro CM2.4 - MODELO DE REGIONALES**  
**Ecuación de corto plazo**

Variable dependiente:	$\Delta(\text{PR})$		
Muestra (ajustada):	III.1988-III.2001		
Nro.observaciones (n):	53		
<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>
C	-0.03	-6.05	0.0000
DUM2	0.03	5.55	0.0000
DUM4	0.03	5.64	0.0000
D912	-0.05	-3.05	0.0038
$\Delta(\text{TC}+\text{ARPCPM})$	0.10	5.05	0.0000
$\Delta(\text{SAL})$	0.58	10.07	0.0000
$\Delta(\text{SAL}(-2))$	0.45	7.93	0.0000
COINTTR(-1)	-0.19	-3.34	0.0017
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos. Se trabaja con variables sin desestacionalizar. Actuando consistentemente con lo generalmente recomendado en modelización económica, en ningún momento se mezclan datos desestacionalizados con datos que no lo están.			
<b>PR</b>	<b>Precios de regionales:</b> ver cuadro CM2.3		
<b>TC</b>	<b>Tipo de cambio nominal :</b> ver cuadro CM2.3		
<b>ARPCPM</b>	<b>Precios regionales:</b> ver cuadro CM2.3		
<b>SAL</b>	<b>Salarios nominales :</b> ver cuadro CM2.3		
<b>DUMX</b>	<b>Dummy estacional:</b> 1 en trimestre X, 0 en el resto		
<b>DXXX</b>	<b>Dummy impulso:</b> 1 en XXX, 0 en el resto		
<b>COINTTR</b>	<b>Vector cointegrador:</b> entre precios de regionales, precios argentinos, tipo de cambio y salarios uruguayos.		
<b><math>\Delta</math></b>	<b>Primera diferencia</b>		
$R^2=0.952$ EER=1.53% SCR=0.011 DW=2.13			
Tests en los residuos:	Estadístico Q residuos, 8 rezagos: 1.8230 (0.986)		
	Estadístico Q residuos al cuadrado, 8 rezagos: 9.4971 (0.302)		
	Jarque-Bera: 1.47 (0.48)		
	LM(2): F= 0.33 (0.72) $nR^2 = 0.79$ (0.67)		
	ARCH(2): F = 0.50 (0.61) $nR^2 = 1.05$ (0.59)		

## Modelo 2 - Bienes y servicios no transables

Según Bergara, Dominioni, Licandro (1995), la determinación del precio de los no transables se hace en función de la demanda y oferta internas. Teniendo en cuenta la influencia de los salarios y de las tarifas en la oferta de la producción nacional y que la expansión de demanda agregada se traduce en presiones en el mercado de trabajo que dan lugar a aumentos salariales, parece lógico suponer que la evolución de los precios de los bienes y servicios no transables depende de la de los salarios y las tarifas.

Los tests de Johansen y de Engle y Granger (ver cuadros del Anexos A1CM2.7, A1CM2.8, A1CM2.9 ) sugieren la existencia de una relación de largo plazo entre los precios no transables, los salarios y las tarifas. El coeficiente negativo y estadísticamente significativo del vector cointegrador de la ecuación de corto plazo presentada en el Cuadro CM2.6, confirma que el nivel de equilibrio de largo plazo de los precios no transables depende de la evolución de salarios y tarifas. Se trataría de un equilibrio estable (ver gráfica A2GM2.11 con resultados del CUSUM of Squares test), sobre el cual se podría afirmar que verifica la homogeneidad de grado uno en precios, siempre y cuando se tome un nivel mayor al 5% como de significación estadística de la respectiva prueba de hipótesis (ver resultado de test de Wald presentado en cuadro CM2.5 ).

**Cuadro CM2.5 - MODELO DE NO TRANSABLES**  
**Ecuación de largo plazo**

Variable dependiente:	PNT		
Muestra:	I.1986-IV.2001		
Nro.observaciones:	64		
<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>
Constante	-0.24	-5.37	0.0000
T	0.003	3.48	0.0009
SAL	0.92	22.30	0.0000
TAR	0.10	2.11	0.0386
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos. Se trabaja con variables sin desestacionalizar. Actuando consistentemente con lo generalmente recomendado en modelización económica, en ningún momento se mezclan datos desestacionalizados con datos que no lo están.			
<b>PNT</b>	<i>Precios de no transables:</i> El índice de precios de los no transables, surge de una descomposición del IPC que sigue la presentada en Bergara, Dominioni, Licandro (1995) aunque con adaptaciones por el cambio que muestra la canasta del IPC desde marzo de 1997. Siendo coherentes con el cálculo oficial del IPC, las ponderaciones utilizadas así como los distintos artículos incluidos en esta categoría de bienes antes de marzo de 1997 difieren de los correspondientes a fechas posteriores.		
<b>T</b>	<i>Variables de tendencia</i>		
<b>SAL</b>	<i>Salarios nominales:</i> ver cuadro CM2.3		
<b>TAR</b>	<i>Tarifas públicas:</i> Serie construida a partir de los incrementos oficiales de las tarifas de las empresas públicas ANCAP, ANTEL, UTE y OSE. El peso dado a cada una de estas tarifas surge del que tienen en la canasta del IPC, el cual se modifica en marzo de 1997.		
R <sup>2</sup> = 0.999 EER= 2.77% SCR=0.046 DW=0.71			
<b>Test de Wald con H<sub>0</sub>: (suma coeficientes de SAL y TAR ) = 1</b>			
No se rechaza H <sub>0</sub> al 5% ya que F=6.38 (0.014) $\chi^2$ = 6.38 (0.012)			



La presencia de una variable de tendencia de coeficiente positivo en la ecuación de largo plazo expuesta en el cuadro CM2.5, podría estar reflejando un problema de aparición frecuente al trabajar con series largas de índices de precios al consumo: la posibilidad de que con un mismo nombre se esté designando un bien o un servicio de calidad creciente a lo largo del tiempo. Parece lógico suponer que en la realidad uruguaya este problema sea particularmente evidente en el caso de servicios no transables como la enseñanza y la salud.

La estimación de una ecuación con corrección de errores (ver Cuadro CM2.6 ) permite confirmar que existe una relación de largo plazo entre los precios de los no transables, los salarios y las tarifas: el coeficiente del vector cointegrador es negativo y significativo estadísticamente. También existe evidencia para concluir que el comportamiento de corto plazo de los precios no transables se ha modelado correctamente. En primer lugar, no se puede rechazar la hipótesis de que los residuos resultantes son ruido blanco y tienen distribución normal. Por otra parte, los resultados del CUSUM of Squares test (gráfica A2GM2.12 ), la evidencia proveniente de la estimación recursiva de coeficientes (Gráfica A2GM2.13 ) y de las gráficas de pronósticos A2GM2.14 y A2GM2.15 permitirían descartar la presencia de inestabilidad paramétrica.

Las variaciones contemporáneas y rezagadas de salarios y tarifas se traducen en inflación no transable. El output gap , la devaluación y la inflación pasada terminan reflejándose en el nivel de corto plazo de los precios no transables a través de su influencia en la evolución de los salarios del sector privado.

**Cuadro CM2.6 - MODELO DE NO TRANSABLES**  
**Ecuación de corto plazo**

Variable dependiente:	$\Delta(\text{PNT})$		
Muestra (ajustada):	II.1987-IV.2001		
Nro.observaciones (n):	59		
<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>
C	-0.0004	-0.18	0.9202
$\Delta$ (SAL)	0.40	8.01	0.0000
$\Delta$ (SAL(-1))	0.20	4.19	0.0001
$\Delta$ (SAL(-2))	0.15	3.83	0.0003
$\Delta$ (TAR)	0.09	3.13	0.0029
$\Delta$ (TAR(-3))	0.11	3.97	0.0002
$\Delta$ (TAR(-4))	0.09	2.83	0.0066
COINTNT(-1)	-0.29	-3.93	0.0003
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos. Se trabaja con variables sin desestacionalizar. Actuando consistentemente con lo generalmente recomendado en modelización económica, en ningún momento se mezclan datos desestacionalizados con datos que no lo están.			
<b>PNT</b>	<b>Precios de no transables:</b> ver cuadro CM2.5		
<b>SAL</b>	<b>Salarios nominales :</b> ver cuadro CM2.3		
<b>TAR</b>	<b>Tarifas públicas:</b> ver cuadro CM2.5		
<b>COINTNT</b>	<b>Vector cointegrador:</b> entre precios de no transables, salarios y tarifas		
<b><math>\Delta</math></b>	<b>Primera diferencia</b>		
$R^2=0.976$ EER=0.97% SCR=0.0048 DW=1.73			
Tests en los residuos:	Estadístico Q residuos, 8 rezagos: 6.3186 (0.612)		
	Estadístico Q residuos al cuadrado, 8 rezagos: 9.5038 (0.302)		
	Jarque-Bera: 0.90 (0.64)		
	LM(2): F= 0.52 (0.60) $nR^2 = 1.23$ (0.54)		
	ARCH(2): F = 1.13 (0.33) $nR^2 = 2.29$ (0.32)		

**Modelo 2 - Salarios**

Las proyecciones de inflación que surgen del modelo 2 cuentan entre sus insumos las de salario privado basadas en la ecuación presentada en el cuadro CM2.7.

Se decidió no recurrir a una estimación en dos etapas. Se descartaron varios modelos debido a la falta de estabilidad de la ecuación de largo plazo, a la no significación estadística del coeficiente del vector de cointegración o a un comportamiento predictivo inferior al del modelo finalmente elegido.

Las variaciones del salario privado estarían vinculadas a variables que influyen en la evolución de los precios al consumo: inflación pasada,

devaluación, variaciones de los salarios públicos y privados, el output gap. El modelo de salarios presentado también se caracteriza por la inclusión de una variable "dummy impulso" en el segundo trimestre de 1995 que corrige la caída de salarios privados verificada en dicho período del hecho de que el aumento registrado en el impuesto a las retribuciones personales se reflejó en forma inmediata en la información divulgada mientras que los aumentos compensatorios que también se concedieron en los beneficios sociales fueron incorporados a los datos gradualmente.

Los residuos de la ecuación del cuadro CM2.7 se "comportarían adecuadamente" en el sentido que no se puede rechazar la hipótesis de que son ruido blanco con distribución normal. Se estaría también ante un modelo que supera los tests de estabilidad paramétrica (ver gráficas A2GM2.16, A2GM2.17, A2GM2.18 y A2GM2.19) siempre y cuando se trabaje con un período muestral que comience en el primer trimestre de 1994.

Parecería apropiado no haber recurrido a una estimación simultánea de la inflación y de la variación de salarios privados, en la medida que dicha variación depende de valores pasados de la del IPC, del tipo de cambio, de la de una variable exógena como los salarios públicos así como de la evolución pasada del output gap.

**Cuadro CM2.7 - MODELO 2**  
**Ecuación de salarios**

Variable dependiente:	$\Delta(\text{SALPRIV})$		
Muestra (ajustada):	I.1994-III.2001		
Nro.observaciones (n):	31		
<b>Regresor</b>	<b>Coefficiente</b>	<b>Estadístico t</b>	<b>Probabilidad</b>
C	-0.005	-3.69	0.0012
$\Delta(\text{SALPRIV}(-1))$	-0.27	-4.33	0.0002
$\Delta(\text{IPC}(-1))$	0.90	12.88	0.0000
$\Delta(\text{TC}(-1))$	0.14	2.88	0.0083
$\Delta(\text{SALPUB})$	0.15	5.60	0.0000
$\Delta(\text{SALPUB}(-1))$	0.14	4.00	0.0005
GAP(-1)	0.05	3.30	0.0030
D952	-0.05	-11.67	0.0000
Se aplicaron MCO a variables en logaritmos. Se trabaja con variables sin desestacionalizar. Actuando consistentemente con lo generalmente recomendado en modelización económica, en ningún momento se mezclan datos desestacionalizados con datos que no lo están.			
<b>SALPRIV</b>	<i>Salarios nominales sector privado:</i> Calculados a partir de la información del INE sobre salarios nominales privados de todo el país.		
<b>IPC</b>	<i>Precios al consumo:</i> El índice de precios al consumo es elaborado por el Instituto Nacional de Estadística (INE). A partir de marzo de 1997, su cálculo se basa en una nueva canasta. Siendo coherentes con la metodología oficial, no sólo las ponderaciones utilizadas sino también los bienes y servicios considerados antes de marzo de 1997 difieren de los correspondientes a fechas posteriores.		
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal:</i> ver cuadro CM2.1		
<b>SALPUB</b>	<i>Salarios nominales sector público:</i> Calculados a partir de la información del INE sobre salarios nominales públicos de todo el país		
<b>GAP</b>	<i>Output gap :</i> ver cuadro CM2.2		
<b>DXXX</b>	<i>Dummy impulso:</i> 1 en XXX, 0 en el resto		
<b><math>\Delta</math></b>	<b>Primera diferencia</b>		
$R^2=0.984$ EER=0.40% SCR=0.0004 DW=2.05			
Tests en los residuos:	Estadístico Q residuos, 8 rezagos:6.5237 (0.589)		
	Estadístico Q residuos al cuadrado,8 rezagos:6.6989 (0.569)		
	Jarque-Bera: 1.34 (0.51)		
	LM(2): F= 0.13 (0.88) $nR^2 = 0.37$ (0.83)		
	ARCH(2): F = 0.50 (0.61) $nR^2 = 1.07$ (0.59)		

### Comportamiento predictivo de los modelos

Las proyecciones de inflación presentadas por el Departamento de Coyuntura se elaboran ponderando las de los modelos 1 y 2 por coeficientes que buscan reflejar el comportamiento predictivo de los mismos.

Para evaluar la bondad predictiva de los modelos utilizados, se procede de la siguiente forma:

- 1) Se estiman los modelos 1 y 2 con muestras cada vez más grandes, comenzando con la que termina en el último trimestre de 1997 y culminando con la que llega hasta el tercer trimestre de 2001. Se trabaja con los valores efectivamente observados de las variables independientes utilizadas.
- 2) Para cada modelo, luego de cada estimación:
  - 2.1) se realizan proyecciones de inflación de hasta 4 pasos, estando determinada la longitud del período de proyección por la disponibilidad de datos de variación de IPC con los que comparar la inflación proyectada.
  - 2.2) se calculan los errores de proyección cometidos y se los eleva al cuadrado
- 3) Se calcula la raíz cuadrada del error cuadrático medio, es decir, la raíz cuadrada de las medias de los cuadrados de los errores cometidos al proyectar, para cada tipo de proyección y para distintos períodos. En definitiva, se calculan  $RECM(m,i,j_i)$  (Raíz Error Cuadrático Medio) donde  $m$  denota el modelo utilizado ( $m=1,2$ ),  $i$  el tipo de proyección ( $i=1,2,3,4$ ) y  $j_i$  la cantidad de proyecciones a  $i$  pasos considerada ( $j_1$  va de 8 a 16,  $j_2$  de 7 a 15 y así sucesivamente). Si se comienza proyectando a partir de modelos con una muestra que termina en el último trimestre de 1997 y que luego se va agrandando un trimestre por vez hasta incluir el tercer trimestre de 2001, se contará con 16 proyecciones a un paso, 15 a dos pasos, etc.. Si se empieza a proyectar a partir de modelos estimados para un período cerrado en el último trimestre de 1999 y que se va extendiendo, siempre un trimestre por vez, hasta incluir el tercero de 2001, se dispondrá de 8 proyecciones a un paso, 7 a dos pasos, etc. (ver Cuadros CCP.1 y CCP.2)
- 4) Se promedian las  $RECM(m,i,j_i)$  para cada  $i$  ( $i=1,2,3,4$ ), obteniéndose  $RECM(m,i)$ . Al proceder de esta forma se busca contemplar el hecho de que el comportamiento predictivo de los modelos no es el mismo en 1998-2001 (ver gráficas GCP.1 a GCP.4). Así, mientras el modelo 2 se comporta peor que el 1 en 1998 y 1999, a partir del año 2000, se observa lo contrario. Quizás esto se deba a la forma en que el

modelo 2 trata el impacto sobre la inflación uruguaya de la evolución de los precios brasileños expresados en dólares.

- 5) Se calcula la media de las RECM(m,i) para cada m (m=1,2), a la que se denota RECM(m). De esta manera, se pretende tener en cuenta el comportamiento predictivo de los modelos en distintos horizontes de proyección.
- 6)  $[1/RECM(m)] / \{[1/RECM(1)] + [1/RECM(2)]\}$  será el ponderador de la inflación proyectada por el modelo m. De esa forma, la proyección de inflación del modelo con mejor comportamiento predictivo (menor RECM) será la que tendrá mayor peso en la presentada por el Departamento de Coyuntura

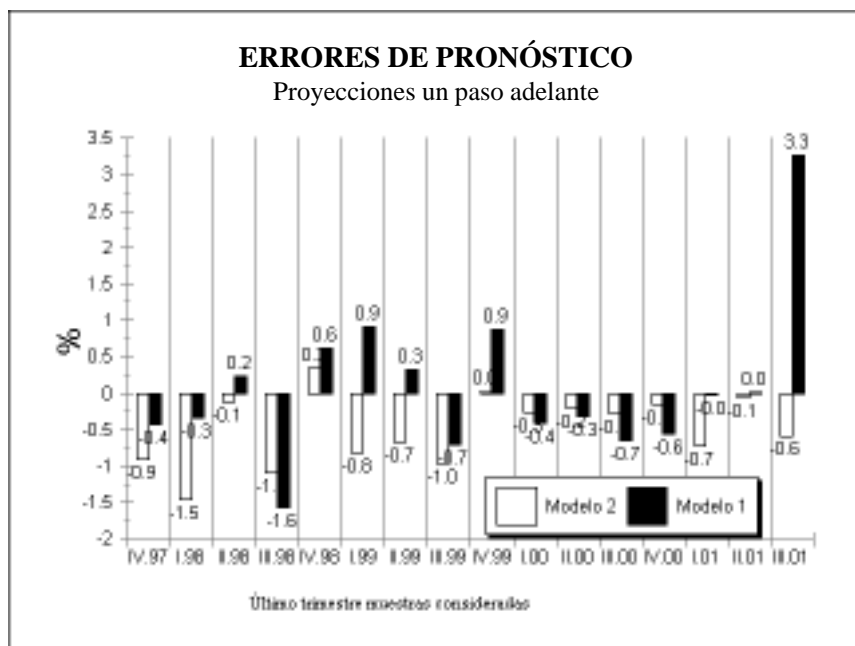
**Cuadro CCP.1 :**  
**COMPORTAMIENTO PREDICTIVO MODELO 1**  
**PESO DEL MODELO 1 EN PROYECCIONES DE INFLACIÓN**

	RAÍZ ERROR CUADRÁTICO MEDIO RECM(1,i,j)			
	PROYECCIONES A:			
	1 PASO	2 PASOS	3 PASOS	4 PASOS
<b>ÚLTIMO TRIMESTRE PRIMER MUESTRA CONSIDERADA</b>				
97:04	0.010311 RECM(1,1,16)	0.012109 RECM(1,2,15)	0.009039 RECM(1,3,14)	0.008844 RECM(1,4,13)
98:01	0.010591 RECM(1,1,15)	0.01236 RECM(1,2,14)	0.009379 RECM(1,3,13)	0.008576 RECM(1,4,12)
98:02	0.010926 RECM(1,1,14)	0.012823 RECM(1,2,13)	0.008654 RECM(1,3,12)	0.008692 RECM(1,4,11)
98:03	0.011322 RECM(1,1,13)	0.012727 RECM(1,2,12)	0.008721 RECM(1,3,11)	0.008882 RECM(1,4,10)
98:04	0.010876 RECM(1,1,12)	0.013016 RECM(1,2,11)	0.008907 RECM(1,3,10)	0.007585 RECM(1,4,9)
99:01	0.011212 RECM(1,1,11)	0.012759 RECM(1,2,10)	0.00776 RECM(1,3,9)	0.008035 RECM(1,4,8)
99:02	0.011401 RECM(1,1,10)	0.012774 RECM(1,2,9)	0.008196 RECM(1,3,8)	0.008396 RECM(1,4,7)
99:03	0.011971 RECM(1,1,9)	0.013463 RECM(1,2,8)	0.008672 RECM(1,3,7)	0.009053 RECM(1,4,6)
99:04	0.012446 RECM(1,1,8)	0.014381 RECM(1,2,7)	0.009361 RECM(1,3,6)	0.009914 RECM(1,4,5)
PROMEDIOS (RECM(1,i))	0.011228 RECM(1,1)	0.012935 RECM(1,2)	0.008743 RECM(1,3)	0.008664 RECM(1,4)
RECM(1) = $\{[RECM(1,1)+ RECM(1,2)+ RECM(1,3)+ RECM(1,4)] / 4\} = 0.010393$				
$[1/RECM(1)] / \{[1/RECM(1)] + [1/RECM(2)]\} = 0.473921$				

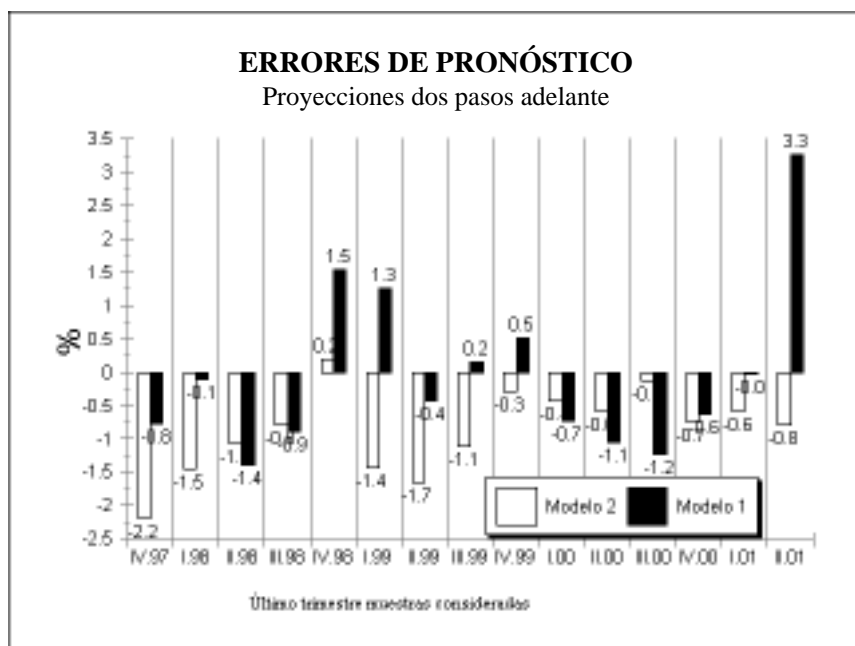
**Cuadro CCP.2 :**  
**COMPORTAMIENTO PREDICTIVO MODELO 2**  
**PESO DEL MODELO 2 EN PROYECCIONES DE INFLACIÓN**

	RAÍZ ERROR CUADRÁTICO MEDIO RECM(2,i,j)			
	PROYECCIONES A:			
	1 PASO	2 PASOS	3 PASOS	4 PASOS
<b>ÚLTIMO TRIMESTRE PRIMER MUESTRA CONSIDERADA</b>				
97:04	0.006835 RECM(2,1,16)	0.010644 RECM(2,2,15)	0.0135824 RECM(2,3,14)	0.0155276 RECM(2,4,13)
98:01	0.006657 RECM(2,1,15)	0.0093153 RECM(2,2,14)	0.0127786 RECM(2,3,13)	0.0135988 RECM(2,4,12)
98:02	0.005675 RECM(2,1,14)	0.0087759 RECM(2,2,13)	0.0113649 RECM(2,3,12)	0.0126796 RECM(2,4,11)
98:03	0.00588 RECM(2,1,13)	0.0085923 RECM(2,2,12)	0.0116817 RECM(2,3,11)	0.0131509 RECM(2,4,10)
98:04	0.005231 RECM(2,1,12)	0.0086544 RECM(2,2,11)	0.0119268 RECM(2,3,10)	0.0135201 RECM(2,4,9)
99:01	0.005367 RECM(2,1,11)	0.009057 RECM(2,2,10)	0.0125684 RECM(2,3,9)	0.0143368 RECM(2,4,8)
99:02	0.004993 RECM(2,1,10)	0.0082716 RECM(2,2,9)	0.0102356 RECM(2,3,8)	0.0118067 RECM(2,4,7)
99:03	0.004774 RECM(2,1,9)	0.0065333 RECM(2,2,8)	0.0086734 RECM(2,3,7)	0.009735 RECM(2,4,6)
99:04	0.003719 RECM(2,1,8)	0.0055722 RECM(2,2,7)	0.0073601 RECM(2,3,6)	0.0079653 RECM(2,4,5)
PROMEDIOS (RECM(2,i))	0.005459 RECM(2,1)	0.008380 RECM(2,2)	0.011130 RECM(2,3)	0.012480 RECM(2,4)
$RECM(2) = \{[RECM(2,1) + RECM(2,2) + RECM(2,3) + RECM(2,4)] / 4\} = 0.009362$				
$[1/RECM(2)] / \{[1/RECM(1)] + [1/RECM(2)]\} = 0.526079$				

Gráfica GCP.1

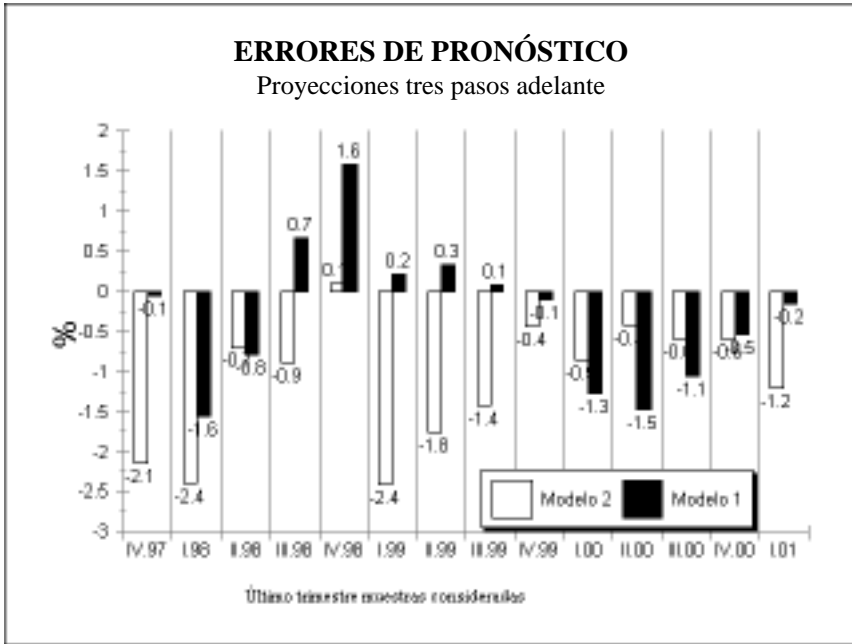


Gráfica GCP.2

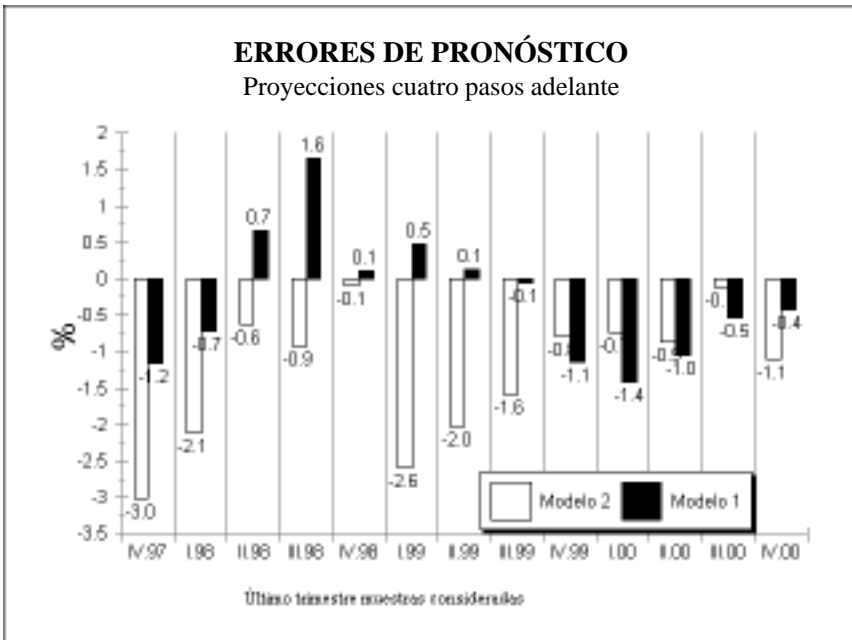




**Gráfica GCP.3**



**Gráfica GCP.4**



## ANEXO 1

### ÓRDENES DE INTEGRACIÓN - TESTS DE COINTEGRACIÓN

En el presente anexo, se presentan los estudios realizados para determinar el orden de integración de las series con las que se trabajó, así como los resultados de los tests realizados para detectar la presencia de relaciones de largo plazo en el marco de los modelos considerados.

Según los resultados del test de Dickey-Fuller Aumentado (cuadros A1CM1.1, A1CM2.1, A1CM2.4 Y A1CM2.7), las series de precios al consumo (IPC), tipo de cambio (TC), tarifas (TAR), salario privado (SALPRIV), precios transables (PT), precios regionales (PR), salario total (SAL) y precios no transables (PNT) serían integradas de orden 2. Sin embargo, siguiendo un razonamiento similar al de De Brouwer y Ericsson (1995), vale la pena tener en cuenta que las raíces estimadas para las primeras diferencias de estas series están "numéricamente lejos" de la unidad (entre 0.44 en el caso de las tarifas y 0.80 en el de los precios no transables), por lo que no sería tan descabellado tratar a dichas series como integradas de orden 1. Por otra parte, atendiendo a los resultados de Bucacos (1999), la presencia de quiebres tanto de nivel como de tendencia en las series consideradas, dificulta la determinación de su orden de integración<sup>3</sup>, en la medida que los resultados del test de Dickey-Fuller Aumentado no serían concluyentes.

En el presente trabajo se estudió la existencia de relaciones de largo plazo teniendo en cuenta no sólo los resultados del test de cointegración de Johansen sino también el de Engle y Granger sobre los residuos de la llamada ecuación de cointegración así como el basado en la estimación de un modelo de corrección de errores. Los dos primeros tests son los que se incluyen en este anexo.

Si se aplica el test de Engle y Granger sobre los residuos de la ecuación de largo plazo para los bienes y servicios regionales (modelo 2) descrita en el cuadro CM2.3, no se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración (cuadro A1CM2.6). Lo mismo sucede en el caso de los bienes

---

3 Está más allá del alcance del presente documento, la actualización del estudio de Bucacos (1999) sobre existencia de quiebres en las series consideradas

y servicios no transables (ecuación de largo plazo en el cuadro CM2.5 y resultados del test de Engle y Granger en el cuadro A1CM2.9). Sin embargo, el hecho de que sea significativo al 1% el coeficiente del término de corrección de errores en los respectivos modelos dinámicos (cuadro CM2.4 Y CM2.6), es una evidencia fuerte a favor de la existencia de cointegración. Tal como se demuestra en Dolado, Ericsson y Kremers (1992), este último test tiene más potencia que el primero.

**Cuadro A1CM1.1 - MODELO 1**  
**Test de Dickey-Fuller Aumentado**

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=2}^4 \psi_j DC_j + e_t$$

DC<sub>j</sub>=dummy centrada

Variable	ADF	α	β	γ	k (*)	DC <sub>2</sub>	DC <sub>3</sub>	DC <sub>4</sub>	DW	Valores críticos		
										1%	5%	10%
IPC	-3.55	SÍ	NO	-0.01	2	NO	NO	SÍ	2.06	-3.55	-2.91	-2.59
ΔIPC	-3.40	SÍ	SÍ	-0.29	0	NO	NO	SÍ	2.22	-4.13	-3.49	-3.17
Δ <sup>2</sup> IPC	-10.37	NO	NO	-1.21	0	NO	NO	SÍ	1.95	-2.60	-1.95	-1.62
PINT	-2.29	SÍ	NO	-0.07	0	NO	SÍ	NO	1.93	-3.55	-2.91	-2.59
ΔPINT	-7.53	SÍ	SÍ	-1.02	0	NO	SÍ	NO	2.02	-4.13	-3.49	-3.17
TC	-2.97	SÍ	NO	-0.01	3	NO	NO	SÍ	2.00	-3.55	-2.91	-2.59
ΔTC	-2.18	SÍ	SÍ	-0.29	1	NO	NO	SÍ	2.19	-4.13	-3.49	-3.17
Δ <sup>2</sup> TC	-8.47	NO	NO	-1.94	1	NO	NO	SÍ	2.00	-2.60	-1.95	-1.62
TAR	-2.56	SÍ	NO	-0.02	4	NO	NO	NO	1.83	-3.55	-2.91	-2.59
ΔTAR	-2.60	SÍ	SÍ	-0.56	4	NO	NO	NO	1.98	-4.12	-3.49	-3.17
Δ <sup>2</sup> TAR	-9.72	NO	NO	-2.96	2	NO	NO	NO	1.85	-2.60	-1.95	-1.62
SALPRIV	-3.18	SÍ	NO	-0.01	4	NO	NO	NO	1.84	-3.55	-2.91	-2.59
ΔSALPRIV	-2.50	SÍ	SÍ	-0.43	4	NO	NO	NO	2.03	-4.13	-3.49	-3.17
Δ <sup>2</sup> SALPRIV	-4.76	NO	NO	-2.45	3	NO	NO	NO	2.01	-2.60	-1.95	-1.62

Se trabajó con series en logaritmos

(\*) Según mínimo Akaike Info Criterion una vez que se llega a e<sub>t</sub> incorrelacionados

<b>IPC</b>	<i>Precios al consumo:</i> Ver cuadro CM1.1
<b>PINT</b>	<i>Precios externos:</i> Ver cuadro CM1.1
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal:</i> Ver cuadro CM1.1
<b>TAR</b>	<i>Tarifas públicas:</i> Ver cuadro CM1.1
<b>SALPRI</b>	<i>Salarios nominales sector privado:</i> Ver cuadro CM1.1
<b>V</b>	
Δ	Primera diferencia
Δ <sup>2</sup>	Segunda diferencia

### Cuadro A1CM1.2 - MODELO 1

#### Test de cointegración de Johansen

Variables: IPC, (PINT+TC), TAR, SALPRIV				
Supuestos:	Tendencia determinística lineal (constante, sin tendencia)			
	VAR de orden 3			
Valor Característico	Ratio de Verosimilitud	Valor crítico		Cantidad de posibles vectores cointegradores
		Al 5%	al 1%	
0.49	71.87	47.21	54.46	Ninguno (**)
0.28	34.76	29.68	35.65	A lo sumo 1 (*)
0.20	16.44	15.41	20.04	A lo sumo 2 (*)
0.07	4.24	3.76	6.65	A lo sumo 3 (*)
Se trabajó con series en logaritmos				
<b>IPC</b>	<i>Precios al consumo:</i> Ver cuadro CM1.1			
<b>PINT</b>	<i>Precios externos:</i> Ver cuadro CM1.1			
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal:</i> Ver cuadro CM1.1			
<b>TAR</b>	<i>Tarifas públicas:</i> Ver cuadro CM1.1			
<b>SALPRIV</b>	<i>Salarios nominales sector privado:</i> Ver cuadro CM1.1			
* (**) rechazo al 5% (1%) de la hipótesis de la cantidad de vectores cointegradores				
El test señala la existencia: de cuatro relaciones de cointegración con un nivel de significación estadística del 5%				

### Cuadro A1CM1.3 - MODELO 1

#### Test de cointegración de Engle y Granger

Regresión utilizada	$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + v_t$
	$e_t$ = residuos ecuación de largo plazo o de cointegración
	Estadístico t para $\gamma$ : -7.76
Valores críticos:	1%: -4.98
MacKinnon(1991)	5%: -4.30
	10%: -3.96
<b>IPC</b>	<i>Precios al consumo:</i> Ver cuadro CM1.1
<b>PINT</b>	<i>Precios externos:</i> Ver cuadro CM1.1
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal:</i> Ver cuadro CM1.1
<b>TAR</b>	<i>Tarifas públicas:</i> Ver cuadro CM1.1
<b>SALPRIV</b>	<i>Salarios nominales sector privado:</i> Ver cuadro CM1.1
Se rechaza al 1% hipótesis nula de no-cointegración entre IPC, (PINT+TC), TAR y SALPRIV	

**Cuadro A1CM2.1 - MODELO 2 - BIENES TRANSABLES**  
**Test de Dickey-Fuller Aumentado**

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=2}^4 \psi_j DC_j + e_t$$

DCj=dummy centrada

Variable	ADF	α	β	γ	k (*)	DC <sub>2</sub>	DC <sub>3</sub>	DC <sub>4</sub>	DW	Valores críticos		
										1%	5%	10%
PT	-3.54	SÍ	NO	-0.01	3	NO	NO	SÍ	2.24	-3.55	-2.91	-2.59
ΔPT	-4.35	SÍ	SÍ	-0.46	0	NO	NO	SÍ	2.26	-4.13	-3.49	-3.17
Δ <sup>2</sup> PT	-7.94	NO	NO	-1.58	1	NO	NO	SÍ	2.10	-2.60	-1.95	-1.62
INTBR	-1.80	SÍ	NO	-0.06	2	NO	NO	NO	1.94	-3.55	-2.91	-2.59
ΔINTBR	-3.73	NO	NO	-0.41	1	NO	NO	NO	1.93	-2.60	-1.95	-1.62
INTV	-1.82	SÍ	NO	-0.11	2	NO	NO	NO	1.79	-3.55	-2.91	-2.59
ΔINTV	-4.54	NO	NO	-1.11	2	NO	NO	NO	1.95	-2.60	-1.95	-1.62
BRPC	-1.97	SÍ	NO	-0.07	2	NO	NO	NO	1.90	-3.55	-2.91	-2.59
ΔBRPC	-3.69	NO	NO	-0.74	1	NO	NO	NO	1.88	-2.60	-1.95	-1.62
TC	-2.97	SÍ	NO	-0.01	3	NO	NO	SÍ	2.00	-3.55	-2.91	-2.59
ΔTC	-2.18	SÍ	SÍ	-0.29	1	NO	NO	SÍ	2.19	-4.13	-3.49	-3.17
Δ <sup>2</sup> TC	-8.47	NO	NO	-1.94	1	NO	NO	SÍ	2.00	-2.60	-1.95	-1.62

Se trabajó con series en logaritmos

(\*) Según mínimo Akaike Info Criterion una vez que se llega a e<sub>t</sub> incorrelacionados

<b>PT</b>	<i>Precios de transables:</i> Ver cuadro CM2.1
<b>INTBR</b>	<i>Precios externos:</i> Ver cuadro CM2.2
<b>INTV</b>	
<b>BRPC</b>	
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal:</i> Ver cuadro CM2.1
Δ	Primera diferencia
Δ <sup>2</sup>	Segunda diferencia

**Cuadro A1CM2.2 - MODELO 2 - BIENES TRANSABLES**  
**Test de cointegración de Johansen**

Variables: PT, (PINT+TC)

Supuestos:	Tendencia determinística lineal (constante, sin tendencia)			
	VAR de orden 3			
Valor Característico	Ratio de Verosimilitud	Valor crítico		Cantidad de posibles vectores cointegradores
		Al 5%	Al 1%	
0.29	25.44	15.41	20.04	Ninguno (**)
0.08	5.07	3.76	6.65	A lo sumo 1 (*)

Se trabajó con series en logaritmos

<b>PT</b>	<i>Precios de transables:</i> Ver cuadro CM2.1
<b>PINT</b>	<i>Precios externos:</i> Ver cuadro CM2.1
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal:</i> Ver cuadro CM2.1

\*(\*\*) rechazo al 5% (1%) de la hipótesis de la cantidad de vectores cointegradores

El test señala la existencia:  
 de dos relaciones de cointegración con un nivel de significación estadística del 5%

### Cuadro A1CM2.3 - MODELO 2 - BIENES TRANSABLES

#### Test de cointegración de Engle y Granger

Regresión utilizada	$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \Delta e_{t-1} + \Delta e_{t-2} + \Delta e_{t-3} + \Delta e_{t-4} + v_t$
	$e_t =$ residuos ecuación de largo plazo o de cointegración
	Estadístico t para $\gamma$ : -5.38
Valores críticos:	1%: -4.09
MacKinnon(1991)	5%: -3.44
	10%: -3.12
<b>PT</b>	<b>Precios de transables:</b> Ver cuadro CM2.1
<b>PINT</b>	<b>Precios externos:</b> Ver cuadro CM2.1
<b>TC</b>	<b>Tipo de cambio nominal:</b> Ver cuadro CM2.1
Se rechaza al 1% hipótesis nula de no-cointegración entre PT y (TC+ PINT)	

### Cuadro A1CM2.4

#### MODELO 2 - BIENES Y SERVICIOS REGIONALES

#### Test de Dickey-Fuller Aumentado

$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=2}^4 \psi_j DC_j + e_t$ <p style="text-align: center;">DCj=dummy centrada</p>												
Variable	ADF	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	k (*)	DC <sub>2</sub>	DC <sub>3</sub>	DC <sub>4</sub>	DW	Valores críticos		
										1%	5%	10%
PR	-3.28	SÍ	NO	-0.01	2	SÍ	SÍ	SÍ	2.14	-3.55	-2.91	-2.59
$\Delta$ PR	-2.48	SÍ	SÍ	-0.24	1	SÍ	SÍ	SÍ	2.02	-4.13	-3.49	-3.17
$\Delta^2$ PR	-11.47	NO	NO	-1.41	0	SÍ	SÍ	SÍ	2.02	-2.60	-1.95	-1.62
ARPCPM	-2.22	SÍ	NO	-0.09	4	NO	SÍ	NO	2.04	-3.55	-2.91	-2.59
$\Delta$ ARPCPM	-5.49	SÍ	SÍ	-1.35	3	NO	SÍ	NO	2.07	-4.13	-3.49	-3.17
TC	-2.97	SÍ	NO	-0.01	3	NO	NO	SÍ	2.00	-3.55	-2.91	-2.59
$\Delta$ TC	-2.18	SÍ	SÍ	-0.29	1	NO	NO	SÍ	2.19	-4.13	-3.49	-3.17
$\Delta^2$ TC	-8.47	NO	NO	-1.94	1	NO	NO	SÍ	2.00	-2.60	-1.95	-1.62
SAL	-3.06	SI	NO	-0.01	5	NO	NO	NO	2.01	-3.55	-2.91	-2.59
$\Delta$ SAL	-2.42	SÍ	SÍ	-0.35	4	NO	NO	NO	2.05	-4.13	-3.49	-3.17
$\Delta^2$ SAL	-4.36	NO	NO	-2.07	3	NO	NO	NO	2.06	-2.60	-1.95	-1.62
Se trabajó con series en logaritmos												
(*) Según mínimo Akaike Info Criterion una vez que se llega a $e_t$ incorrelacionados												
<b>PR</b>	<b>Precios de regionales:</b> Ver cuadro CM2.3											
<b>ARPCPM</b>	<b>Precios argentinos:</b> Ver cuadro CM2.3											
<b>TC</b>	<b>Tipo de cambio nominal:</b> Ver cuadro CM2.3											
<b>SAL</b>	<b>Salarios nominales:</b> Ver cuadro CM2.3											
$\Delta$	Primera diferencia											
$\Delta^2$	Segunda diferencia											

**Cuadro A1CM2.5**  
**MODELO 2 - BIENES Y SERVICIOS REGIONALES**  
**Test de cointegración de Johansen**

Variables: PR, (ARPCPM+TC), SAL				
Supuestos:	Tendencia determinística lineal (constante, sin tendencia)			
	VAR de orden 2			
Valor característico	Ratio de Verosimilitud	Valor crítico		Cantidad de posibles vectores cointegradores
		Al 5%	al 1%	
0.27	33.74	29.68	35.65	Ninguno (*)
0.15	16.27	15.41	20.04	A lo sumo 1 (*)
0.12	7.17	3.76	6.65	A lo sumo 2 (**)
Se trabajó con series en logaritmos				
<b>PR</b>	<i>Precios de regionales:</i> Ver cuadro CM2.3			
<b>ARPCPM</b>	<i>Precios argentinos:</i> Ver cuadro CM2.3			
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal:</i> Ver cuadro CM2.3			
<b>SAL</b>	<i>Salarios nominales:</i> Ver cuadro CM2.3			
* (***) rechazo al 5% (1%) de la hipótesis de la cantidad de vectores cointegradores				
El test señala la existencia: de tres relaciones de cointegración con un nivel de significación estadística del 5%				

**Cuadro A1CM2.6**  
**MODELO 2 - BIENES Y SERVICIOS REGIONALES**  
**Test de cointegración de Engle y Granger**

Regresión utilizada	$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \Delta e_{t-1} + v_t$
	$e_t$ = residuos ecuación de largo plazo o de cointegración
	Estadístico t para $\gamma$ : -2.32
Valores críticos:	1%: -4.57
MacKinnon(1991)	5%: -3.90
	10%: -3.57
<b>PR</b>	<i>Precios de regionales:</i> Ver cuadro CM2.3
<b>ARPCPM</b>	<i>Precios argentinos:</i> Ver cuadro CM2.3
<b>TC</b>	<i>Tipo de cambio nominal:</i> Ver cuadro CM2.3
<b>SAL</b>	<i>Salarios nominales:</i> Ver cuadro CM2.3
No se puede rechazar la hipótesis nula de no cointegración entre PR, (ARPCPM+ TC) y SAL	

**Cuadro A1CM2.7**  
**MODELO 2 - BIENES Y SERVICIOS NO TRANSABLES**  
**Test de Dickey-Fuller Aumentado**

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=2}^4 \psi_j DC_j + e_t$$

DC<sub>j</sub>=dummy centrada

Variable	ADF	α	β	γ	k (*)	DC <sub>2</sub>	DC <sub>3</sub>	DC <sub>4</sub>	DW	Valores críticos		
										1%	5%	10%
PNT	-3.22	SÍ	NO	-0.01	3	SÍ	NO	SÍ	2.10	-3.55	-2.91	-2.59
ΔPNT	-2.39	SÍ	SÍ	-0.20	2	SÍ	NO	SÍ	2.03	-4.13	-3.49	-3.17
Δ <sup>2</sup> PNT	-8.46	NO	NO	-1.60	1	SÍ	NO	SÍ	1.95	-2.60	-1.95	-1.62
SAL	-3.06	SI	NO	-0.01	5	NO	NO	NO	2.01	-3.55	-2.91	-2.59
ΔSAL	-2.42	SÍ	SÍ	-0.35	4	NO	NO	NO	2.05	-4.13	-3.49	-3.17
Δ <sup>2</sup> SAL	-4.36	NO	NO	-2.07	3	NO	NO	NO	2.06	-2.60	-1.95	-1.62
TAR	-2.56	SÍ	NO	-0.02	4	NO	NO	NO	1.83	-3.55	-2.91	-2.59
ΔTAR	-2.60	SÍ	SÍ	-0.56	4	NO	NO	NO	1.98	-4.12	-3.49	-3.17
Δ <sup>2</sup> TAR	-9.72	NO	NO	-2.96	2	NO	NO	NO	1.85	-2.60	-1.95	-1.62

Se trabajó con series en logaritmos  
 (\*) Según mínimo Akaike Info Criterion una vez que se llega a e<sub>t</sub> incorrelacionados

<b>PNT</b>	<b>Precios de no transables:</b> Ver cuadro CM2.5
<b>SAL</b>	<b>Salarios nominales:</b> Ver cuadro CM2.5
<b>TAR</b>	<b>Tarifas públicas:</b> Ver cuadro CM2.5
Δ	Primera diferencia
Δ <sup>2</sup>	Segunda diferencia

**Cuadro A1CM2.8**  
**MODELO 2 - BIENES Y SERVICIOS NO TRANSABLES**  
**Test de cointegración de Johansen**

Variables: PNT,SAL,TAR

Supuestos:		Tendencia determinística lineal (constante, con tendencia)			
		VAR de orden 4			
Valor característico	Ratio de Verosimilitud	Valor crítico		Cantidad de posibles vectores cointegradores	
		Al 5%	al 1%		
0.49	60.46	42.44	48.45	Ninguno (**)	
0.20	20.84	25.32	30.45	A lo sumo 1	
0.12	7.67	12.25	16.26	A lo sumo 2	

Se trabajó con series en logaritmos

<b>PNT</b>	<b>Precios de no transables:</b> Ver cuadro CM2.5
<b>SAL</b>	<b>Salarios nominales:</b> Ver cuadro CM2.5
<b>TAR</b>	<b>Tarifas públicas:</b> Ver cuadro CM2.5

\* (\*\*) rechazo al 5% (1%) de la hipótesis de la cantidad de vectores cointegradores  
 El test señala la existencia:  
 de una relación de cointegración con un nivel de significación estadística del 5%



**Cuadro A1CM2.9**  
**MODELO 2 - BIENES Y SERVICIOS NO TRANSABLES**  
**Test de cointegración de Engle y Granger**

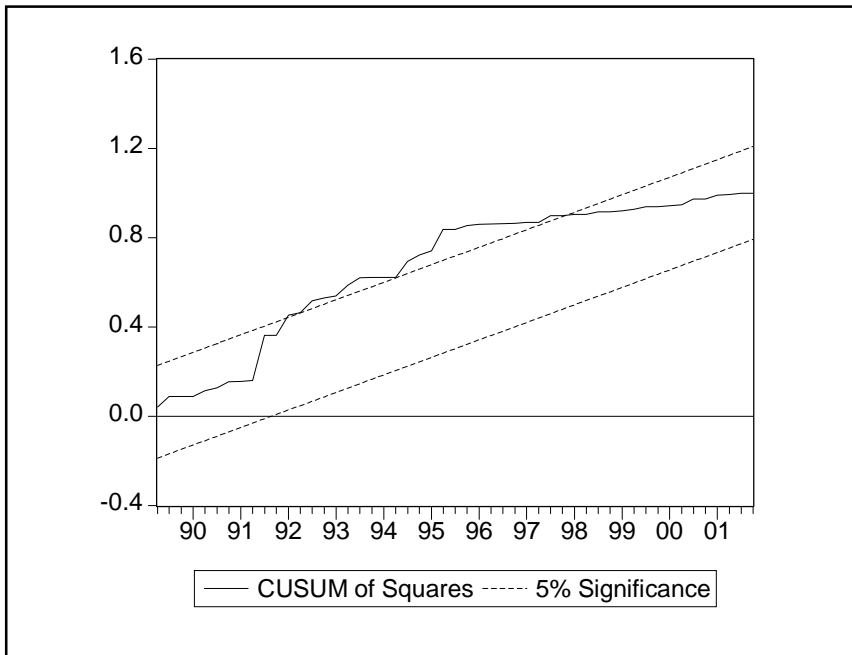
Regresión utilizada	$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \Delta e_{t-1} + \Delta e_{t-2} + \Delta e_{t-3} + v_t$
	$e_t$ = residuos ecuación de largo plazo o de cointegración
	Estadístico t para $\gamma$ : -2.22
Valores críticos:	1%: -5.00
MacKinnon(1991)	5%: -4.33
	10%: -3.99
<b>PNT</b>	<i>Precios de no transables:</i> Ver cuadro CM2.5
<b>SAL</b>	<i>Salarios nominales:</i> Ver cuadro CM2.5
<b>TAR</b>	<i>Tarifas públicas:</i> Ver cuadro CM2.5
No se puede rechazar hipótesis nula de no-cointegración entre PNT, SAL Y TAR.	

## ANEXO 2

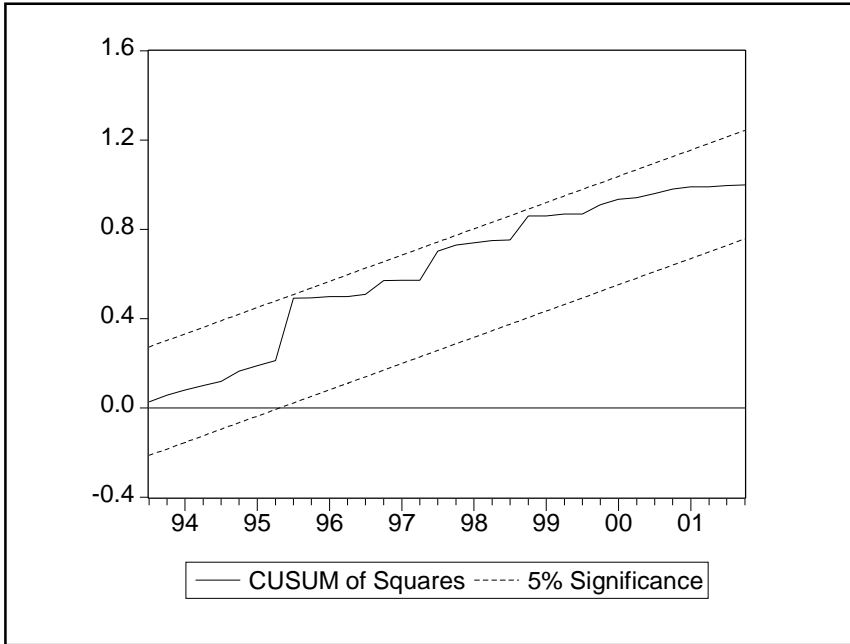
### TESTS DE ESTABILIDAD

En el presente anexo, se presentan los tests de estabilidad realizados para los distintos modelos de precios especificados.

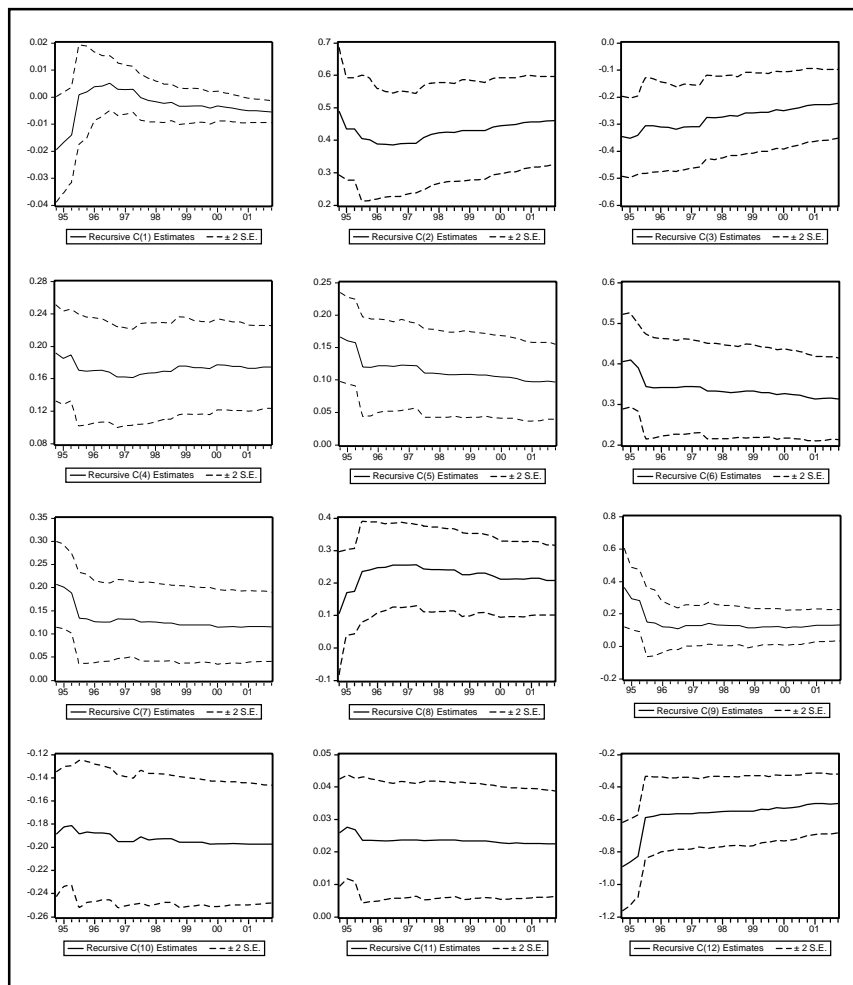
#### Modelo 1 - Ecuación de largo plazo



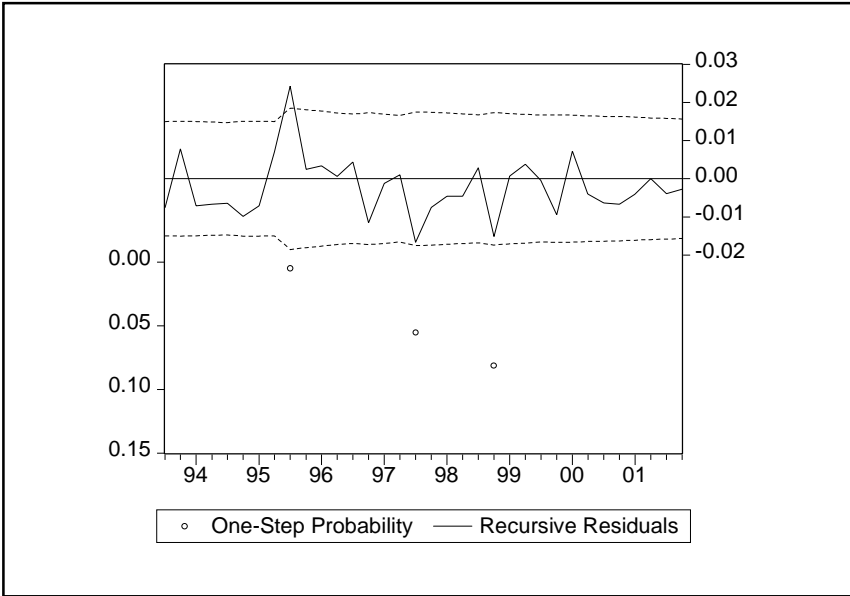
**Gráfica A2GM1.1** : La suma acumulativa de residuos al cuadrado está generalmente dentro de las líneas de significación estadística (en dos tercios de los casos), respaldando la existencia de una relación de largo plazo entre precios al consumo, precios internacionales expresados en moneda nacional, salarios privados y tarifas públicas (*modelo 1*)

**Modelo 1 - Ecuación de corto plazo**

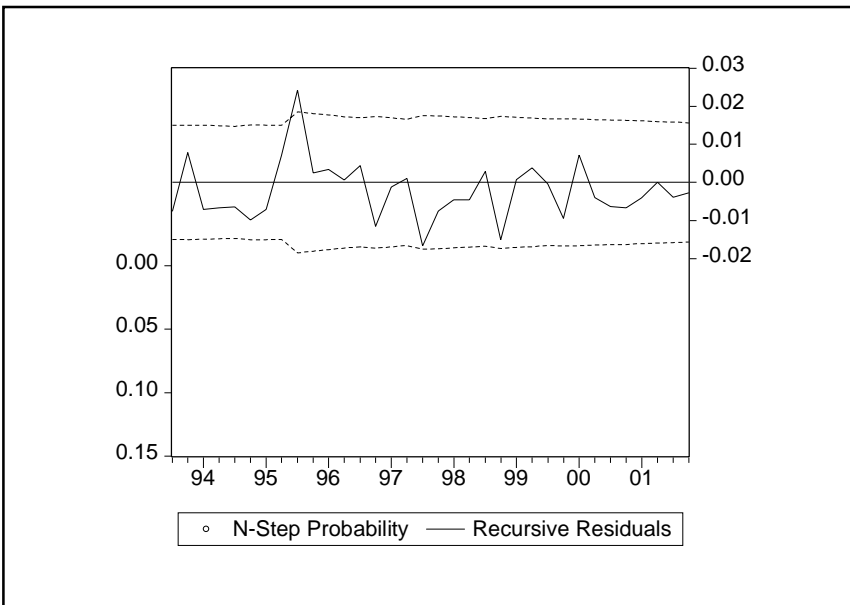
**Gráfica A2GM1.2 :** Evidencia de estabilidad paramétrica en la ecuación de corto plazo del *modelo 1*.



**Gráfica A2GM1.3:** Estabilidad de los coeficientes del *modelo 1* estimado como una corrección de errores.

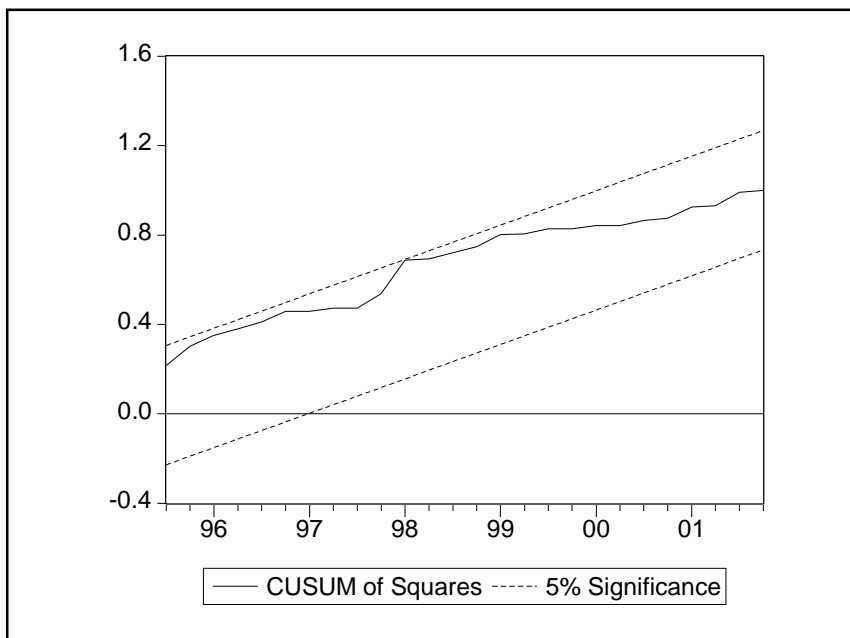


**Gráfica A2GM1.4 :** *Modelo 1*, pronóstico a 1 paso

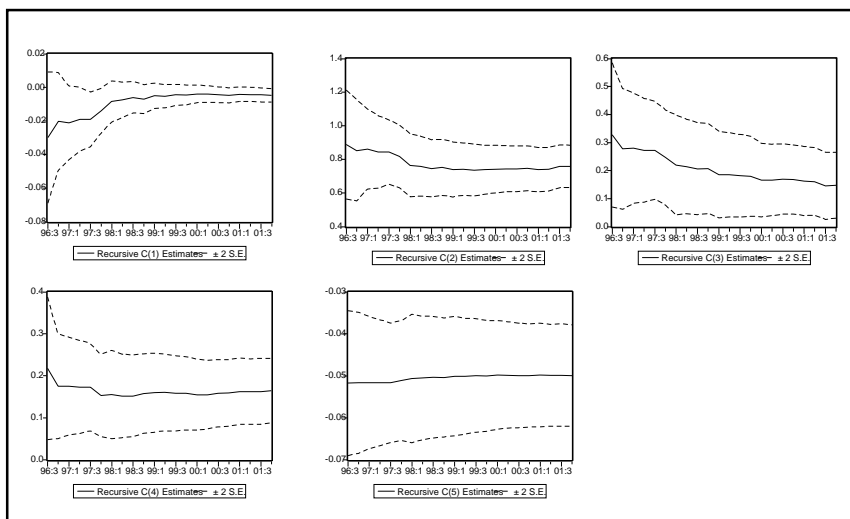


**Gráfica A2GM1.5 :** *Modelo 1*, pronóstico a n pasos

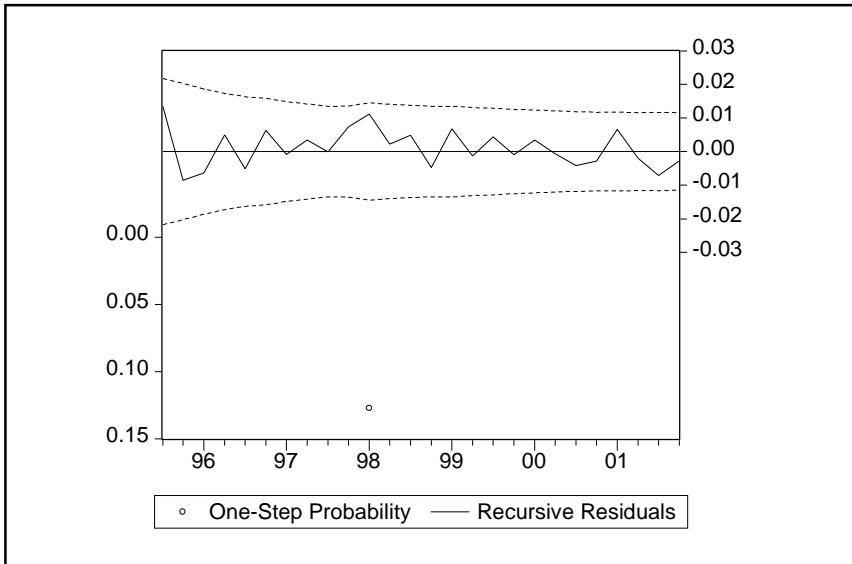
**Modelo 1 - Salarios**



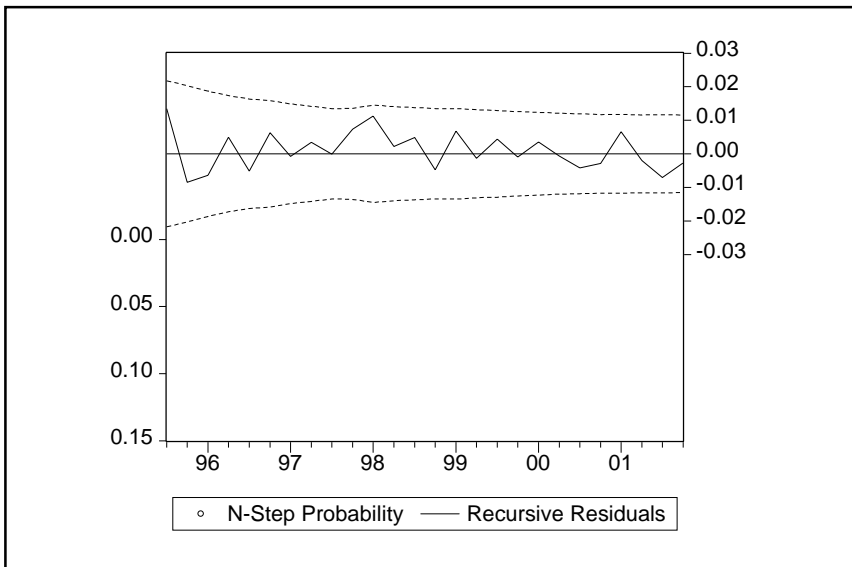
**Gráfica A2GM1.6:** Estabilidad paramétrica de la ecuación de salarios del *modelo 1*



**Gráfica A2GM1.7:** Estimación recursiva de los coeficientes de la ecuación de salarios privados del *modelo 1*

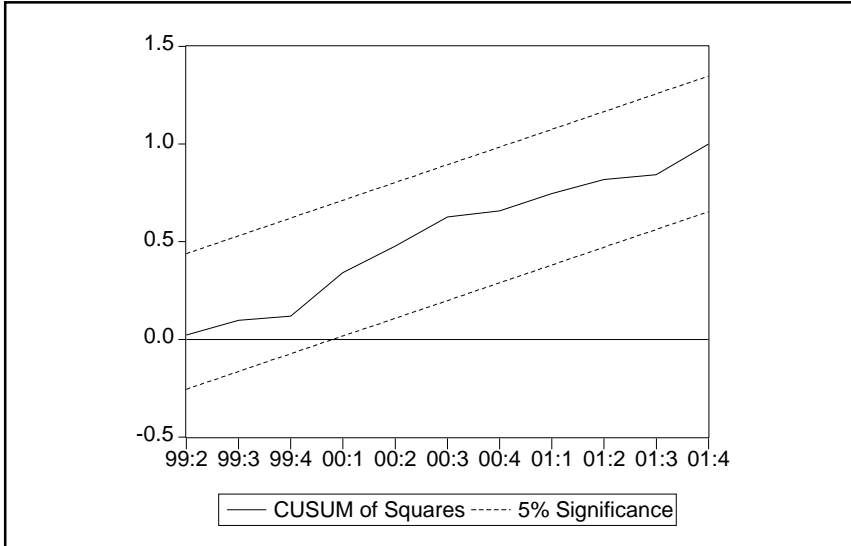


**Gráfica A2GM1.8:** Salarios privados, *modelo 1*, pronóstico a 1 paso.



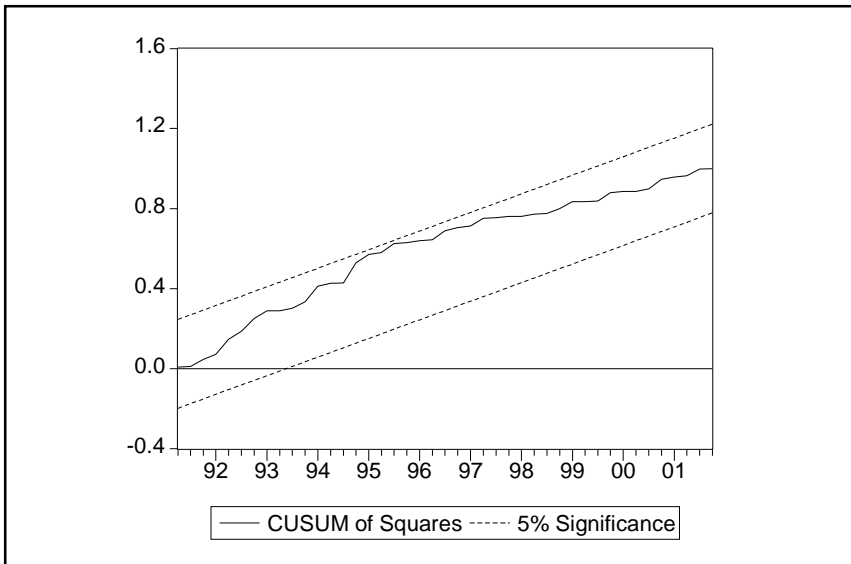
**Gráfica A2GM1.9:** Salarios privados, *modelo 1*, pronóstico a n pasos.

**Modelo 2 - Bienes transables - Ecuación de largo plazo**



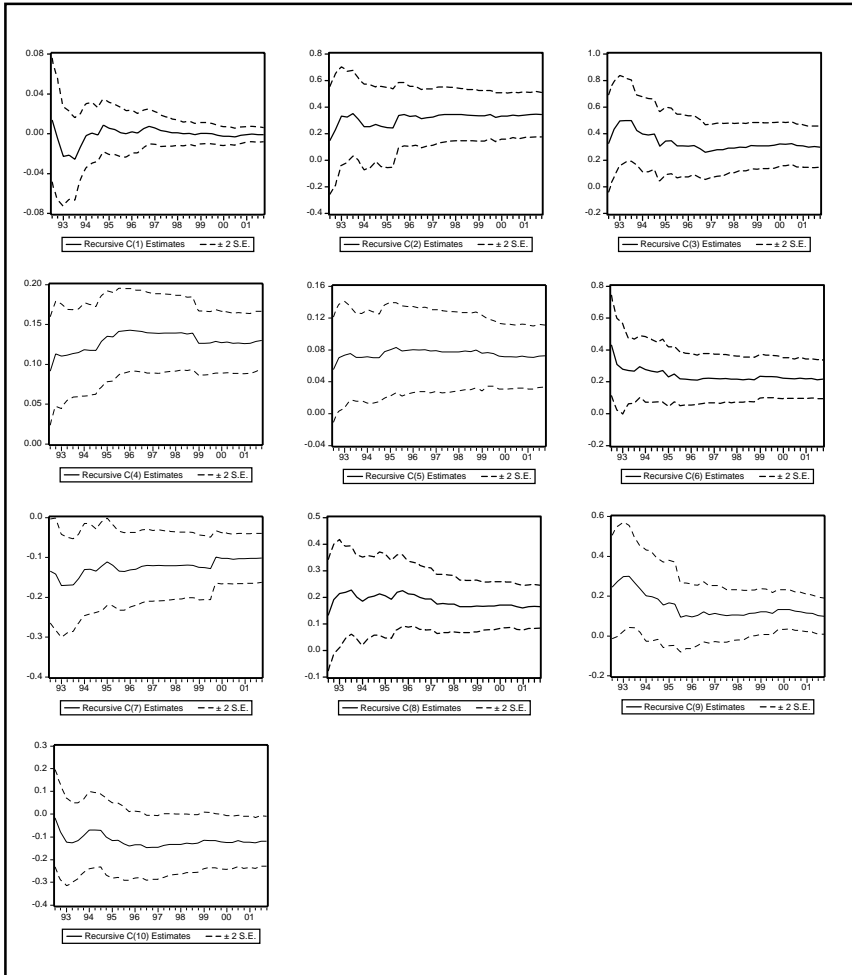
**Gráfica A2GM2.1** : Estabilidad de la relación de largo plazo entre precios de *transables*, tipo de cambio y precios externos relevantes

**Modelo 2 - Bienes transables - Ecuación de corto plazo**

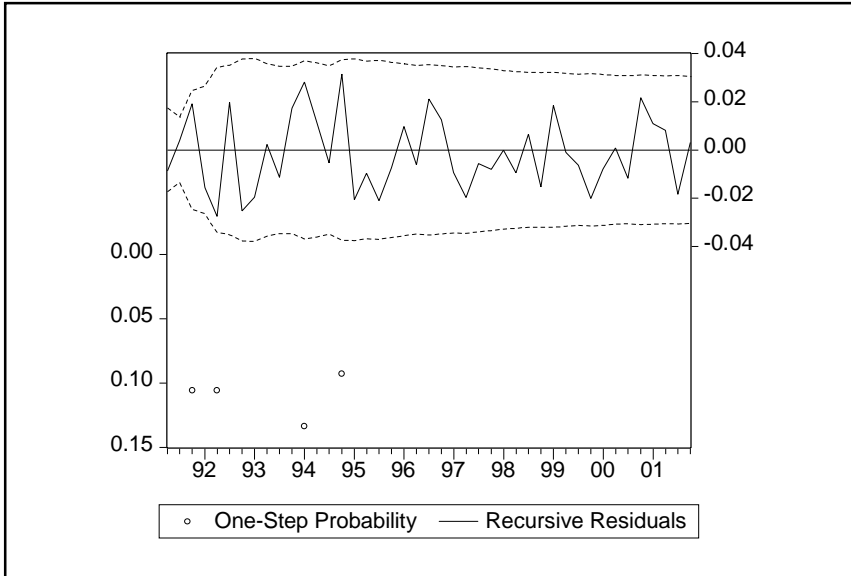


**Gráfica A2GM2.2** : No hay evidencia de inestabilidad paramétrica en la ecuación de corto plazo estimada para el *modelo de transables*.

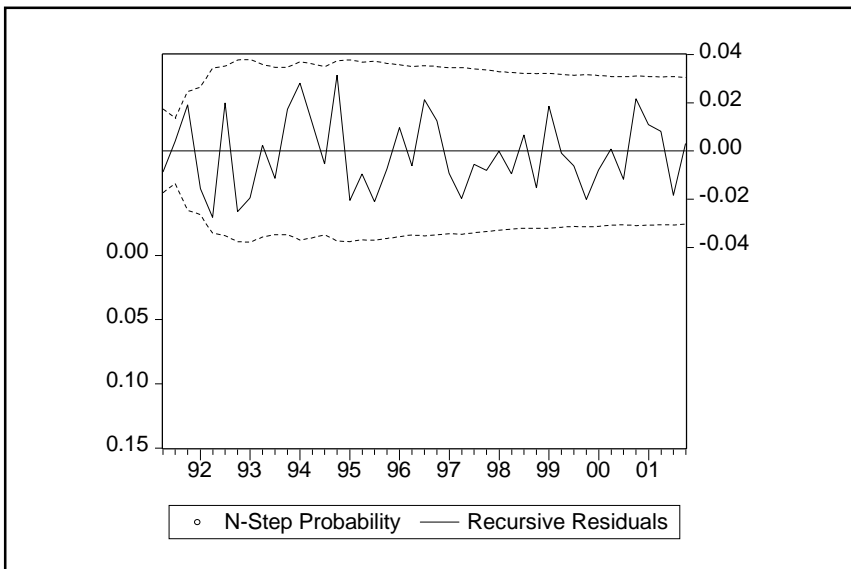




**Gráfica A2GM2.3:** Los coeficientes del *modelo de transables* especificado como una corrección de errores serían estables según lo que se infiere de su estimación recursiva.

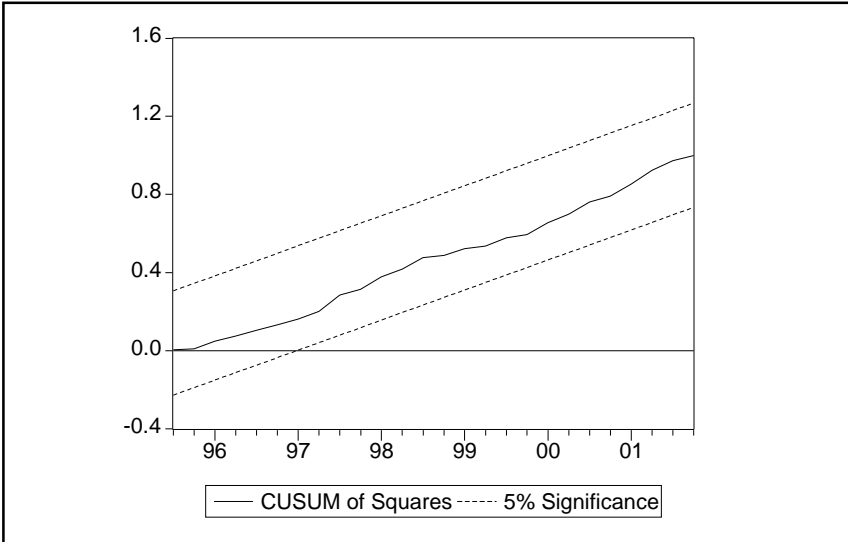


**Gráfica A2GM2.4 :** *Modelo transables, pronóstico a 1 paso*



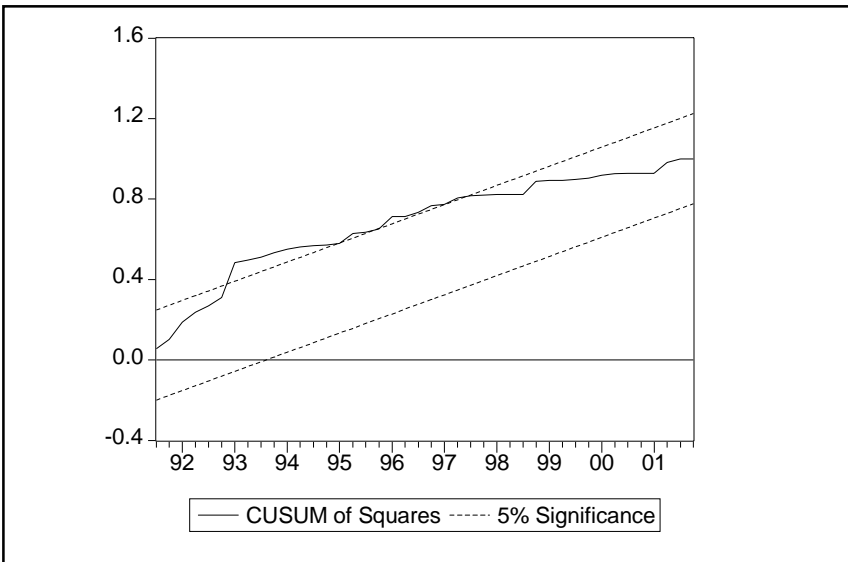
**Gráfica A2GM2.5 :** *Modelo transables, pronóstico a n pasos*

### Modelo 2 - Bienes y servicios regionales - Ecuación de largo plazo



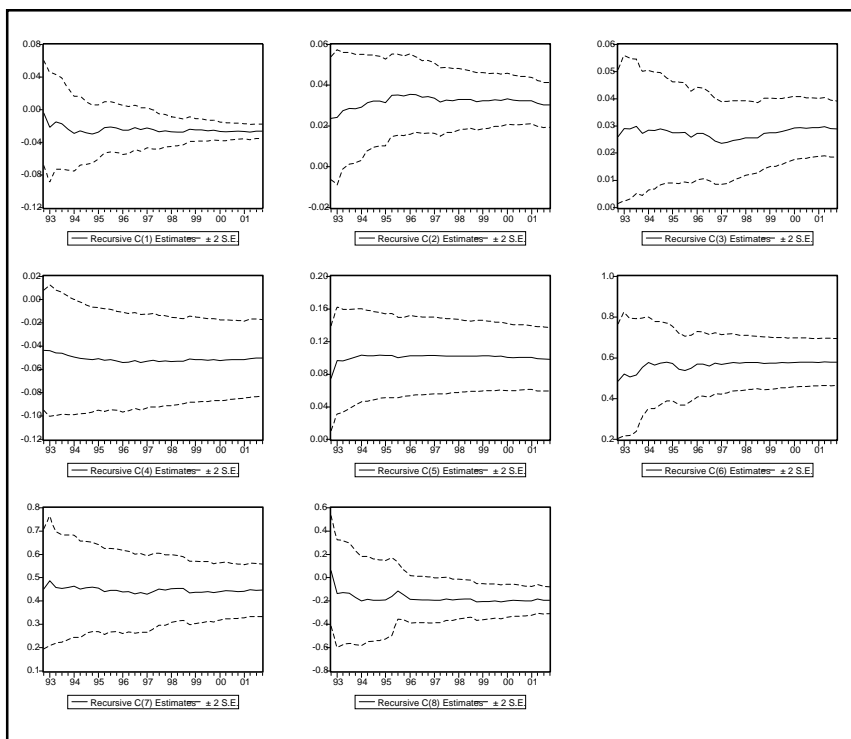
**Gráfica A2GM2.6:** Estabilidad de la relación de largo plazo entre precios de *regionales*, tipo de cambio, salarios uruguayos y precios externos argentinos.

### Modelo 2 - Bienes y servicios regionales - Ecuación de corto plazo

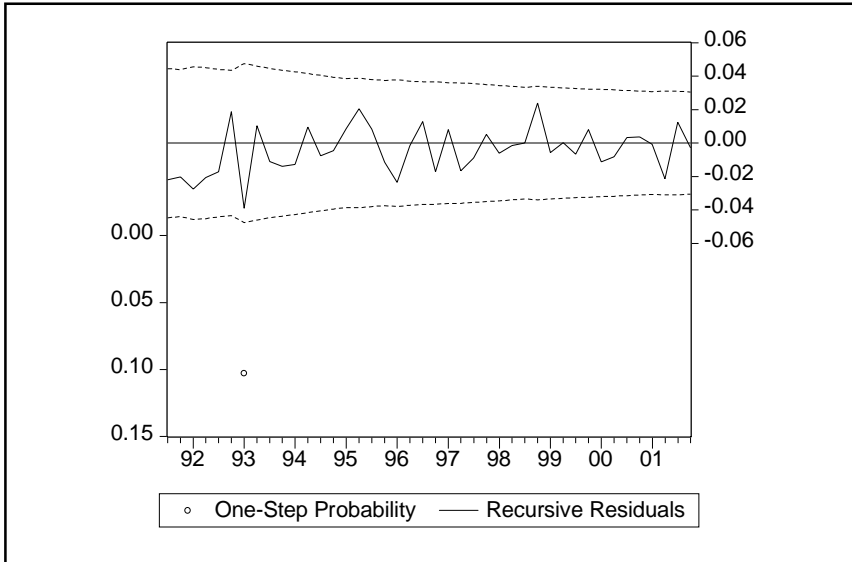


**Gráfica A2GM2.7:** La suma acumulativa de residuos al cuadrado está generalmente dentro de las líneas de significación estadística, sugiriendo

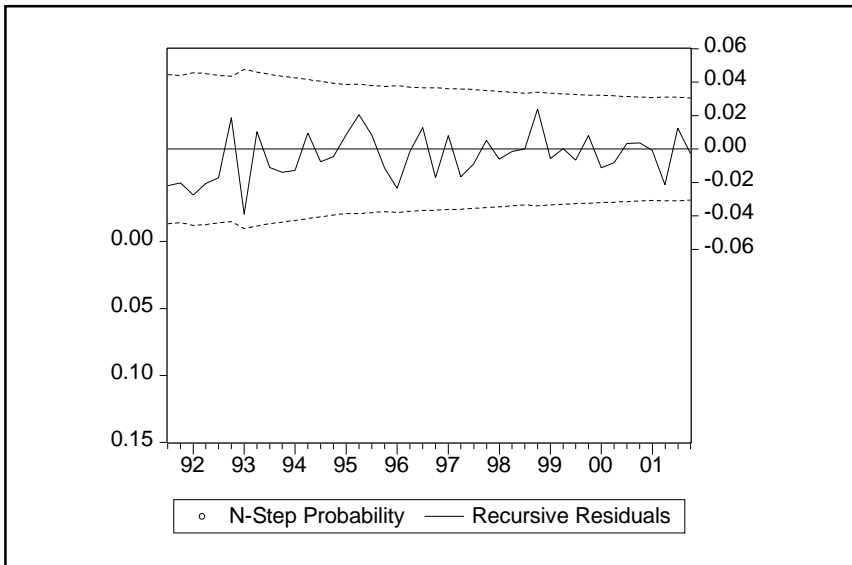
que la ecuación de corto plazo del *modelo de regionales* presenta estabilidad paramétrica.



**Gráfica A2GM2.8 :** La estimación recursiva de los coeficientes del *modelo de regionales* especificado como una corrección de errores sugiere que los mismos serían estables.

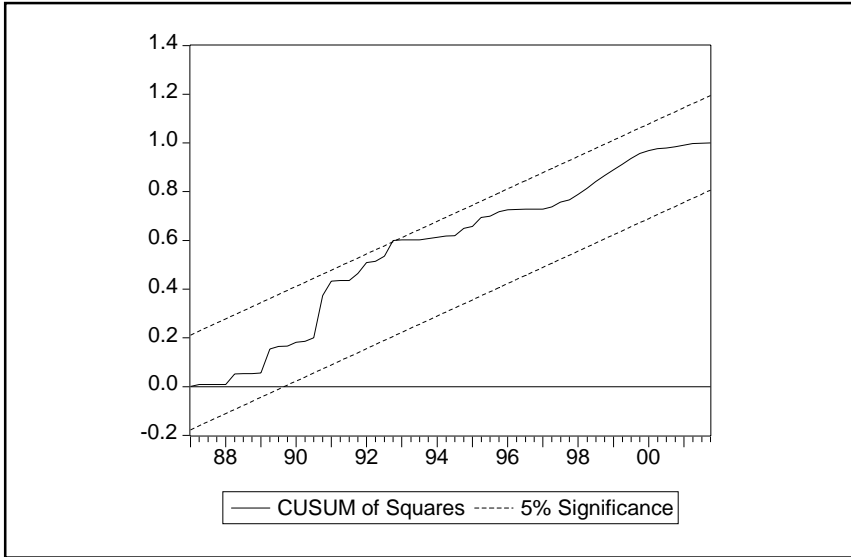


**Gráfica A2GM2.9 :** *Modelo regionales, pronóstico 1 paso*



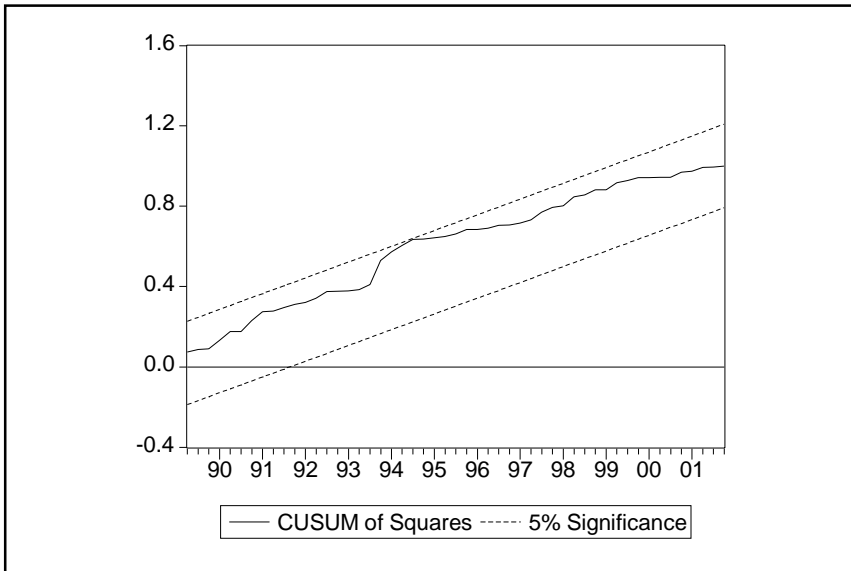
**Gráfica A2GM2.10 :** *Modelo regionales, pronóstico n pasos*

**Modelo 2 - Bienes y servicios no transables - Ecuación de largo plazo**

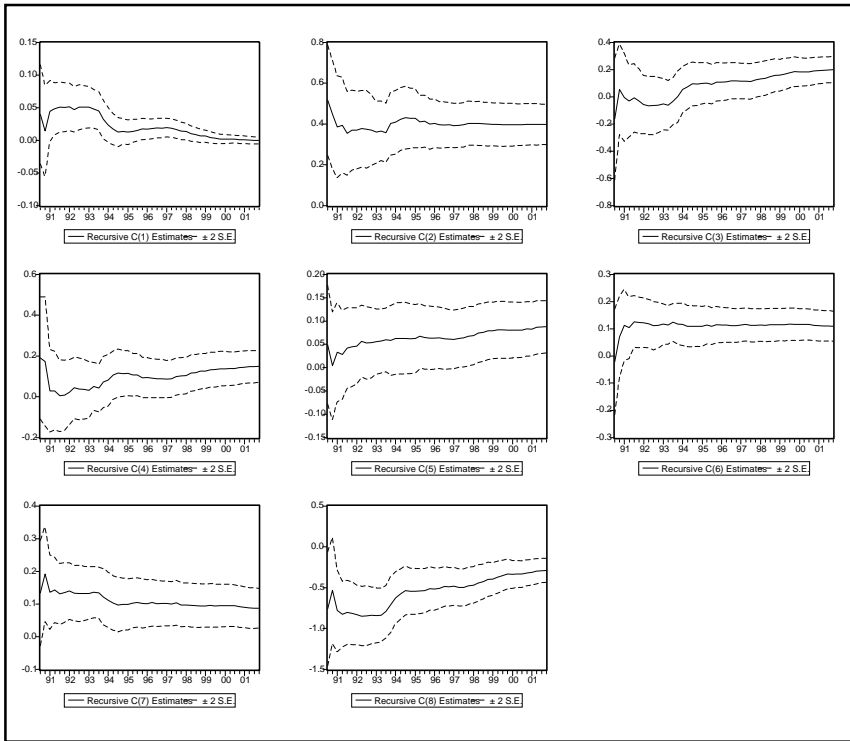


**Gráfica A2GM2.11 :** Estabilidad de la relación de largo plazo entre precios de *no transables*, salarios y tarifas.

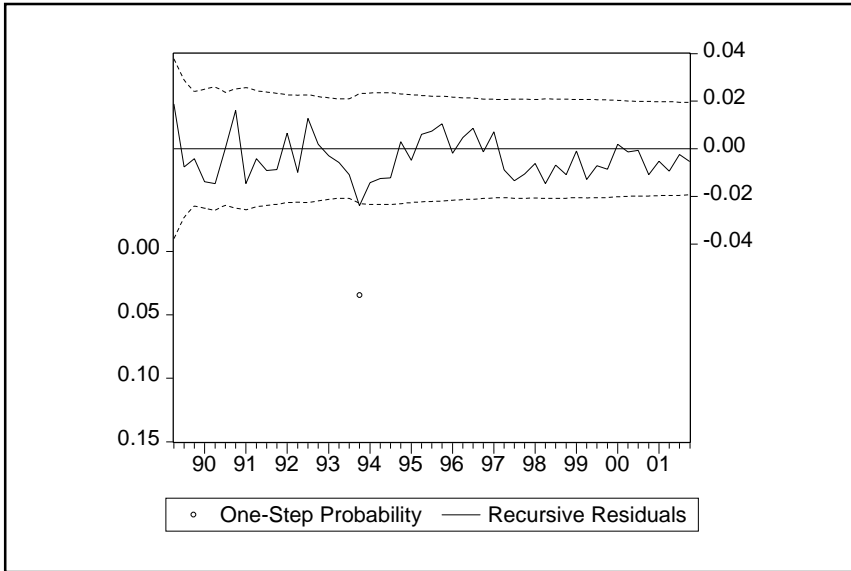
**Modelo 2 - Bienes y servicios no transables - Ecuación de corto plazo**



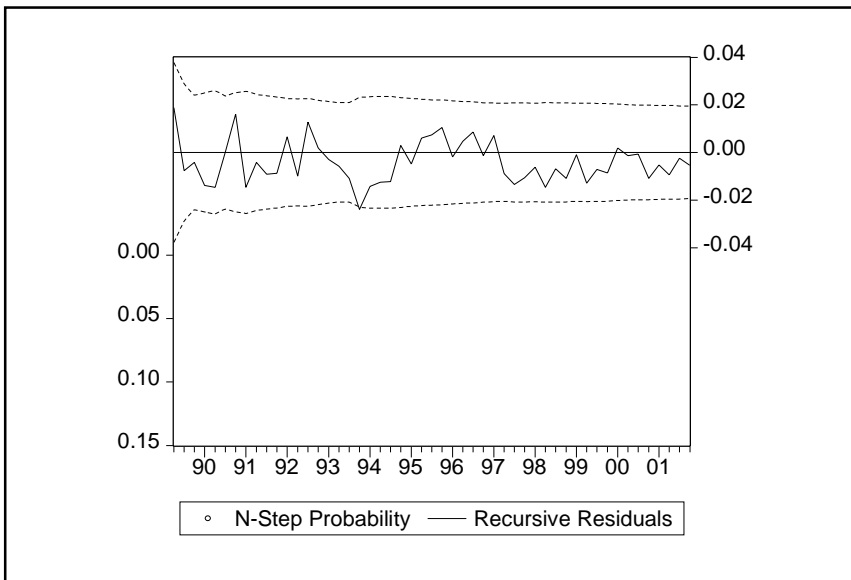
**Gráfica A2GM2.12:** No hay evidencia de inestabilidad paramétrica en la ecuación de corto plazo estimada para el modelo de *no transables*



**Gráfica A2GM2.13:** La estabilidad de los coeficientes del modelo de *no transables* especificado como una corrección de errores aparece respaldada por los resultados de la estimación recursiva de los mismos.

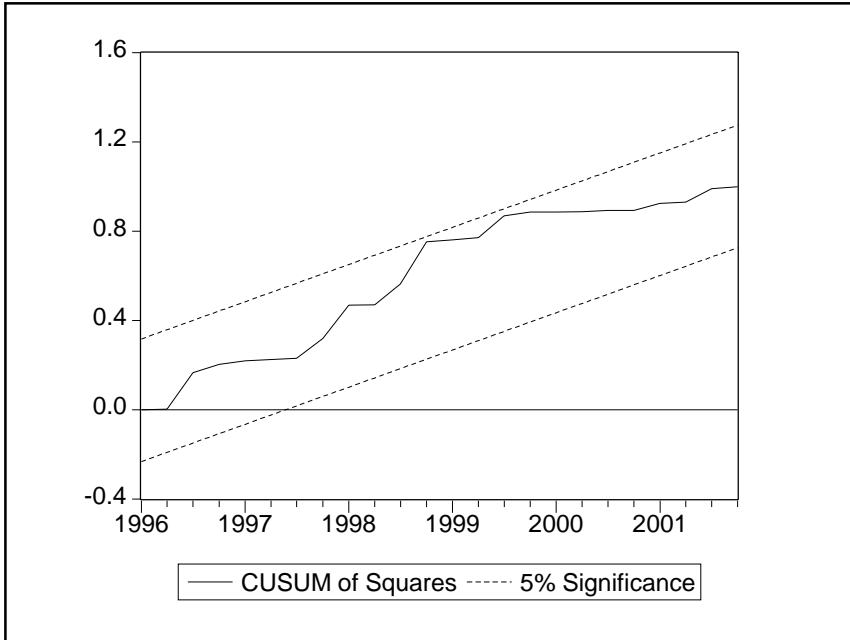


**Gráfico A2GM2.14:** *Modelo no transables, pronóstico a un paso*

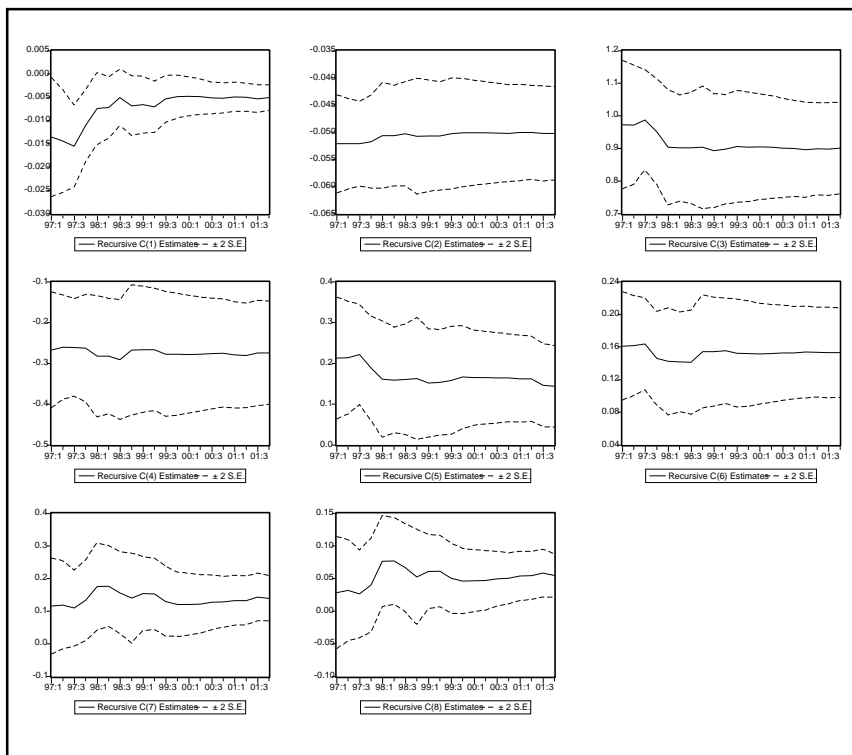


**Gráfica A2GM2.15:** *Modelo no transables, pronóstico a n pasos*

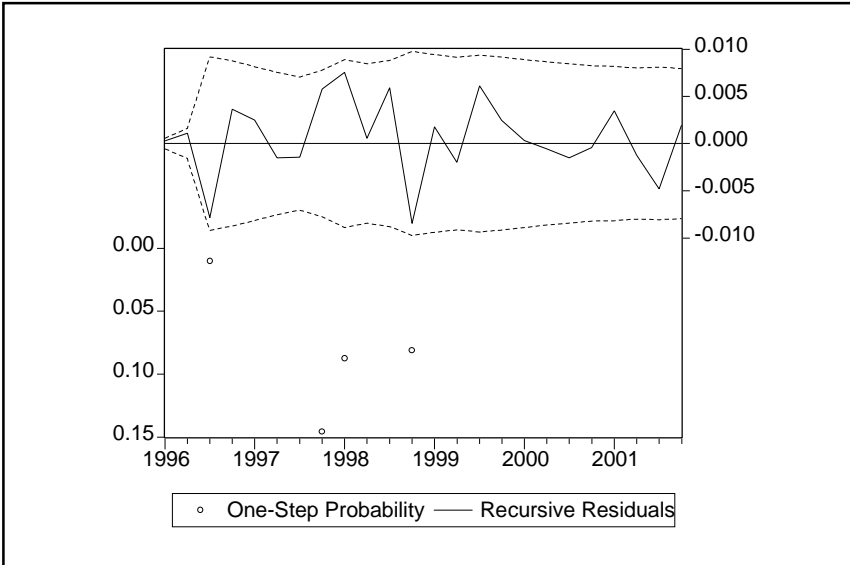


**Modelo 2 - Salarios**

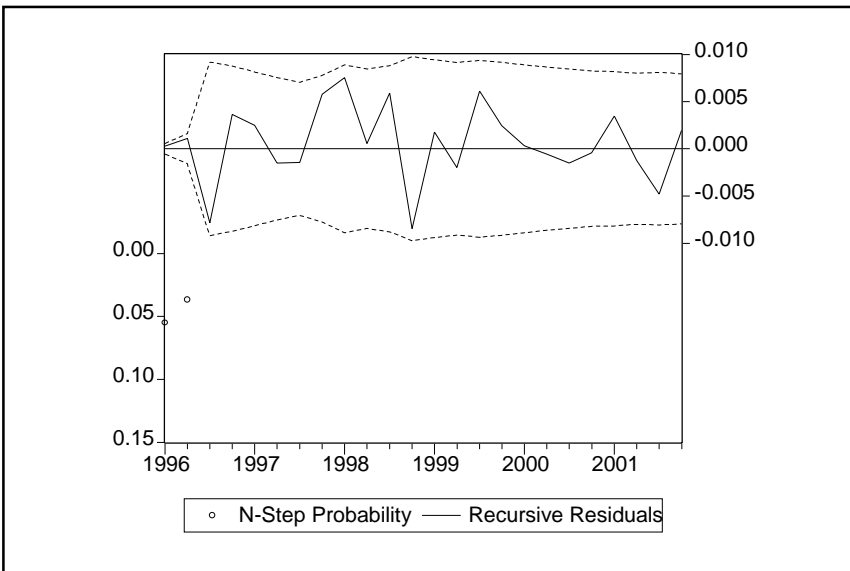
**Gráfica A2GM2.16:** Estabilidad paramétrica de la ecuación de salarios del *modelo 2*



**Gráfico A2GM2.17:** Estimación recursiva de los coeficientes de la ecuación de salarios privados del modelo 2



**Gráfica GM2.18:** Salarios privados, *modelo 2*, Pronóstico a un paso



**Gráfica GM2.19:** Salarios privados, *modelo 2*, pronóstico a n pasos.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bergara, M.; Dominioni, D.; Licandro, J. (1995):** "Un modelo para comprender la "Enfermedad Uruguaya". *Revista de Economía del Banco Central del Uruguay*, Vol.2, N° 2, Segunda Época, Noviembre de 1995.
- Bucacos, E. (1999):** La formación de precios en Uruguay. *Documento de Trabajo 4/99. Área de Investigaciones Económicas*. Banco Central del Uruguay.
- De Brouwer, G. y Ericsson, N. (1995):** "Modelling Inflation in Australia". *Research Discussion Paper 9510. Economic Analysis and Economic Research Departments. Reserve Bank of Australia*.
- MacKinnon, J. (1991):** Critical Values for Cointegration Tests. Capítulo 13 en R.F. Engle y C.W.J. Granger (eds) *Long-Run Economic Relationships. Reading in Cointegration*.
- Dolado, J.; Ericsson, N. y Kremers, J. (1992):** "The power of cointegration tests". International Finance Discussion Papers. Board of Governors of the Federal Reserve System.