



NOTA TÉCNICA
N.º 004 | 2011

Validación del modelo VAR del impacto de los precios del petróleo sobre la inflación en Costa Rica

Carlos Segura R.
José Pablo Vásquez C.

Fotografía de portada: "Presentes", conjunto escultórico en bronce, año 1983, del artista costarricense Fernando Calvo Sánchez. Colección del Banco Central de Costa Rica.

Validación del modelo VAR del impacto de los precios del petróleo sobre la inflación en Costa Rica

Carlos Segura R.^{*}, José Pablo Vásquez C.[†]

Las ideas expresadas en este documento son de los autores y no necesariamente representan las del Banco Central de Costa Rica.

Resumen

La realización del presente informe técnico surge por la necesidad de verificar periódicamente los modelos econométricos utilizados por la División Económica. En ese sentido, el objetivo primordial del presente trabajo consiste en validar el VAR lineal de impacto de los precios de petróleo en Costa Rica, actualizado más recientemente por Mora y Quirós (2008). Este VAR es parte del conjunto de modelos utilizados por el Departamento de Análisis y Asesoría Económica del Banco Central de Costa Rica para generar proyecciones de la inflación.

El resto del trabajo se organiza como sigue: en la segunda sección se describe brevemente el modelo actual. En la tercera se propone un modelo alternativo y en la cuarta sección se compara el ajuste y la capacidad de pronóstico de ambos modelos. Finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones.

Palabras clave: Inflación, Modelo VAR, Precios de materias primas.

Clasificación JEL: C1, E52.

^{*} Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. segurarc@bccr.fi.cr

[†] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR.

Validation of the VAR Model of the Effect of Oil Prices in Costa Rica

Carlos Segura R.[‡] José Pablo Vásquez C.[§]

The ideas expressed in this paper are those of the authors and not necessarily represent the view of the Central Bank of Costa Rica.

Key words: Inflation, VAR model, Prices of raw materials.

JEL codes: C1, E52.

[‡] Department of Economic Research. Email address. segurarc@bccr.fi.cr

[§] Department of Economic Research. Email address.

1. Motivación

La realización del presente informe técnico surge por la necesidad de verificar periódicamente los modelos econométricos utilizados por la División Económica. En ese sentido, el objetivo primordial del presente trabajo consiste en validar el VAR lineal de impacto de los precios de petróleo en Costa Rica, actualizado más recientemente por Mora y Quirós (2008). Este VAR es parte del conjunto de modelos utilizados por el Departamento de Análisis y Asesoría Económica del Banco Central de Costa Rica para generar proyecciones de la inflación.

El resto del trabajo se organiza como sigue: en la segunda sección se describe brevemente el modelo actual. En la tercera se propone un modelo alternativo y en la cuarta sección se compara el ajuste y la capacidad de pronóstico de ambos modelos. Finalmente, en la quinta sección se presentan las conclusiones.

2. Modelo actual

El modelo VAR del impacto de los precios del petróleo en Costa Rica que se utiliza en la actualidad tiene la siguiente representación:

$$\begin{pmatrix} dlipc_t \\ dl\text{im}ae_t \\ dltc_t \\ tbc1_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} d_{11}(L) & \dots & d_{14}(L) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{41}(L) & \dots & d_{44}(L) \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} dlipc_{t-1} \\ dl\text{im}ae_{t-1} \\ dltc_{t-1} \\ tbc1_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_{11} & \dots & c_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{41} & \dots & c_{4k} \end{pmatrix} * X_t + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix}$$

donde:

- dlipc** Tasa de variación interanual del IPC.
- dlimae** Tasa de variación interanual del índice mensual de actividad económica.
- dltc** Tasa de variación interanual del tipo de cambio de compra.
- tbc1** Tasa de interés de captación (bruta) del BCCR a 30 días.

- X** Vector de variables exógenas, entre las que se encuentran: La tasa de variación interanual del precio internacional del petróleo en dólares (dlpoil), la tasa de variación interanual de los precios de los combustibles al consumidor en Costa Rica (dlpcons), estimada como un promedio ponderado de los precios de la gasolina regular, el diesel y el búnker. También se incluye una variable dicotómica de cambio estructural en la inflación a partir de enero de 1996 (du_96).
- d_{ij}(L)** Polinomios de rezago de orden p.
- ε** Innovaciones en cada ecuación, tal que $E[\varepsilon] = 0$ y $E[\varepsilon\varepsilon'] = \Omega$.

La muestra constituye datos mensuales desde junio de 1991 hasta abril de 2011. El modelo se especifica con cinco rezagos, pero se excluye el cuarto puesto que no resulta conjuntamente significativo. Además, es estable pero sus errores no se distribuyen de acuerdo a la función de densidad de probabilidad normal multivariada. También, presenta autocorrelación. Los resultados de las pruebas para el modelo original con los datos actualizados hasta abril de 2011 se pueden consultar en el Anexo 1.

3. Modelo alternativo

El modelo alternativo que se propone en el presente informe técnico es diferente al que se utiliza en la actualidad. En primer lugar, se estimó con datos para el período entre enero de 1997 y marzo de 2011. Por otro lado, utiliza como variables endógenas la variación interanual del IPC (dlipc) y la tasa real de política monetaria (tr). Esta última se estimó hasta diciembre de 2005 como la diferencia entre la tasa de política monetaria (siguiendo a Tenorio, 2008) y la inflación interanual observada doce meses después. Posterior al 2005 se estimó como la diferencia entre la tasa de interés y la expectativa de inflación para los siguientes doce meses¹.

¹ Este dato se toma de la Encuesta Mensual de Expectativas de Inflación y Variación del Tipo de Cambio.

Asimismo, entre las variables exógenas se incluyen una tendencia lineal (@trend), la brecha del imae (br_imae)², la variación interanual del precio internacional del petróleo rezagada dos períodos (dlpoil(-2)), una variable dummy de cambio estructural de la inflación a partir de diciembre de 2008 (du_08), la tasa de variación interanual del tipo de cambio (dltc), la variación interanual de los precios de los combustibles al consumidor (dlpcons) y la tasa de inflación mundial interanual rezagada tres períodos (inf_ext(-3)).

Se incluyó la inflación externa como variable exógena, debido a que se ha demostrado que ayuda a explicar el comportamiento de la inflación doméstica (León, Segura y Vásquez, 2011). Para estimar esta variable se calcula el promedio ponderado de las variaciones de los Índices de Precios al Consumidor (IPC) de los socios comerciales de Costa Rica³.

Por último, también se incluyeron cuatro variables dicotómicas puntuales de control. Entre ellas, una se ubica a inicios de 2006 que indica un cambio en la metodología de estimación de la tasa real debido a que a partir de esa fecha se incorporan las expectativas de inflación. Además, también hay un cambio significativo en la tasa de política monetaria en ese momento (Tenorio, 2008). Esta última razón también aplica para la variable dummy ubicada a inicios de 2007.

Se especificó el modelo con los dos primeros rezagos. El VAR es estable, con errores normales y homocedásticos. En el Anexo 2 se muestran los resultados de las pruebas realizadas al modelo alternativo.

El siguiente cuadro resume las principales características de ambos modelos:

² La brecha se estima como la diferencia entre el IMAE efectivo y su valor potencial estimado con el filtro de Hodrick y Prescott; utilizando un valor de lambda de 23000. Ver Segura y Vásquez (2011).

³ Se utilizan los países y ponderaciones que aparecen en el Índice de Tipo de Cambio Efectivo Real (ITCER).

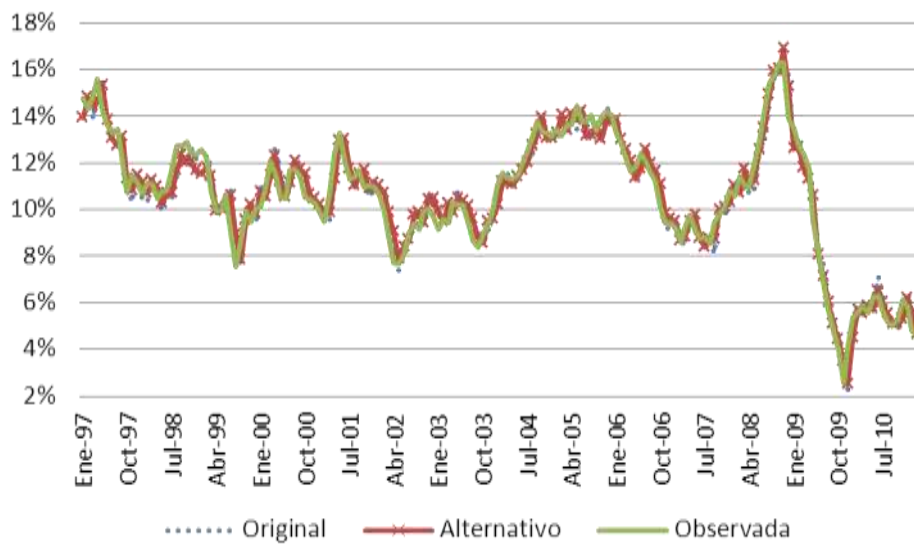
Cuadro 1. Modelos VAR para pronósticos de inflación.

MODELO	VAR ORIGINAL	ALTERNATIVO
Período efectivo	1991m6-2011m4	1997m1-2011m3
# Observaciones	239	171
Variables endógenas	dlipc dlmiae dltc tbc1	dlipc tr
Variables exógenas	c @trend dlpoil dlpcons du_96	c @trend dlpcons du_08 br_imae dltc inf_ext(-4) dlpoil(-2)
Otras dummies	NO	du05_01 du06_02 du07_02 du07_06
Rezagos	1-3, 5	1-2
Endogeneidad dlipc	NO	SI
Estabilidad	SI	SI
Autocorrelación (rezago)	1,6	4
Presencia de Heterocedasticidad	SI	NO
Normalidad de los errores	NO	SI

4. Ajuste y capacidad de pronóstico

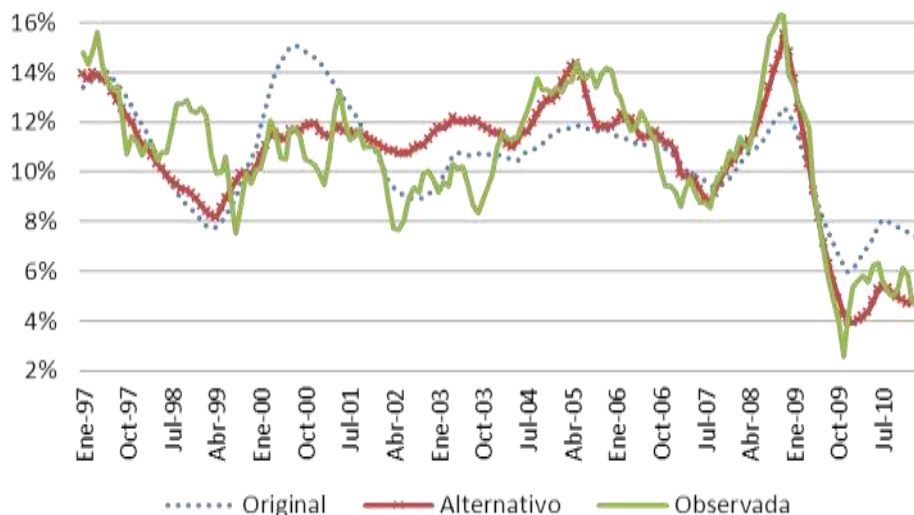
Tanto el pronóstico estático del modelo actual como el del modelo alternativo propuesto se ajustan bastante bien a la inflación observada, como se muestra en el Gráfico 1.

Gráfico1. Tasas de inflación interanual observada y pronóstico estático según modelo (1997m1-2011m3)



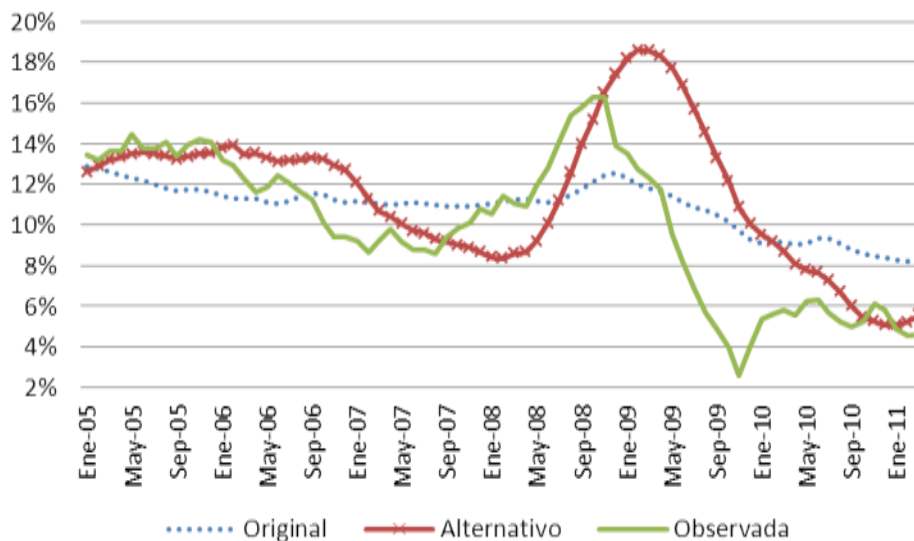
Sin embargo, sí se aprecia mayor diferencia cuando se realiza un pronóstico dinámico dentro de la muestra, como se puede observar en el Gráfico 2.

Gráfico2. Tasas de inflación interanual observada y pronóstico dinámico según modelo.
(1997m1-2011m3)



Por último, también se realizaron pronósticos dinámicos fuera de muestra para los modelos. En este caso, se estimó cada modelo hasta diciembre de 2004. Con base en esto, se hacen proyecciones dinámicas de la inflación interanual hasta el final de muestra (marzo de 2011). Esto se puede observar en el Gráfico 3.

Gráfico2. Tasas de inflación interanual observada y pronóstico dinámico fuera de muestra según modelo.
(1997m1-2011m3)



Ahora bien, la capacidad de ajuste de ambos modelos se puede resumir mediante el cálculo de la raíz del error cuadrático medio (RMSE) y la U de Theil, para cada uno de los casos. Esto se presenta en Cuadro 2, donde se puede observar que el modelo alternativo supera el ajuste del modelo vigente en todos los pronósticos dentro de muestra, tanto cuando se toma en cuenta la muestra completa, como cuando se evalúa únicamente para el período de banda cambiaria. Por otro lado, se tiene que el modelo que actualmente se utiliza posee un mejor ajuste para el pronóstico fuera de muestra.

Sin embargo, la diferencia en el ajuste es pequeña y se debe en parte a que el pronóstico fuera de muestra del modelo alternativo no incluye las variables dicotómicas de corrección puesto que éstas se encuentran al final del período. Además, como se observa en el Gráfico 2, el modelo alternativo tiene un comportamiento congruente con la inflación observada al final del período; no así el modelo original.

Cuadro 2. RECM de U de Theil de los pronósticos según el modelo

	<u>RECM muestra completa</u>		
	Pronóstico estático	Pronóstico dinámico	
Modelo	<i>Dentro de muestra</i>	<i>Dentro de muestra</i>	<i>Fuera de muestra</i>
VAR actual	0.0074956	0.0275011	0.0270339
VAR alternativo	0.0058526	0.0142393	0.0345000
	<u>RECM en período de banda cambiaria</u>		
	Pronóstico estático	Pronóstico dinámico	
Modelo	<i>Dentro de muestra</i>	<i>Dentro de muestra</i>	<i>Fuera de muestra</i>
VAR actual	0.0068057	0.0191112	0.0304385
VAR alternativo	0.0054965	0.0095824	0.0401854
	<u>U de Theil</u>		
	Pronóstico dinámico		
Modelo	<i>Muestra completa</i>	<i>Período de banda cambiaria</i>	<i>A partir de 2009</i>
VAR actual	0.10593889	0.10142004	0.13108974
VAR alternativo	0.06519291	0.05032903	0.06573825

Por último, se utilizó la metodología propuesta por Diebold y Mariano (1995) para evaluar la capacidad de pronóstico⁴. Esta metodología compara dos pronósticos realizados para una misma serie y permite establecer si determinado pronóstico incorpora toda la información relevante de pronósticos que provienen de modelos alternativos. Esta prueba se hizo sobre el pronóstico dinámico que abarca toda la muestra. En este caso, se concluye que la capacidad de pronóstico del modelo alternativo propuesto es significativamente superior al del modelo que se utiliza en la actualidad. En el siguiente cuadro se presentan los resultados de dicha prueba:

Cuadro 3. Prueba de Diebold y Mariano (1995)

Hipótesis	Estadístico de prueba	p-value
Igual capacidad de pronóstico	2.2212	0.0132
Alternativo mejor que original	-2.2212	0.9868

5. Consideraciones finales

Las propiedades econométricas tales como normalidad de los residuos, estabilidad, menor autocorrelación, endogeneidad de la inflación medida por el IPC y ausencia de heterocedasticidad; así como un mejor ajuste a la inflación observada, y una mayor capacidad de pronóstico sobre el modelo actual, hacen que el modelo VAR alternativo sea más apropiado para la proyección de la inflación a corto plazo. Por tanto, se recomienda su utilización para esta tarea.

⁴ Para más detalles sobre la prueba, consultar anexo 4.

6. Bibliografía

- Hoffmaister, Solano, Solera y Vindas (2000), *“Impacto de los precios del petróleo en Costa Rica”*, Nota de Investigación No. 4-00. División Económica, Banco Central de Costa Rica.
- La Gaceta (2007), Resolución RRG-6878-2007 *“Modelo tarifario para fijar el precio de los combustibles derivados de hidrocarburos en planteles de distribución y al consumidor final”* en edición N° 155, páginas 55-63.
- León, J., Segura, C. y Vásquez, J. (2011). *“Inflación Internacional Relevante para Costa Rica”*. DEC-DIE-DI-05-2011. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.
- Mora, Carlos y Quirós, Juan Carlos (2008), *“Validación del modelo impacto de los precios del petróleo en Costa Rica”*. Informa técnico DIE-IT-14-2008. División Económica, Banco Central de Costa Rica.
- Segura, Carlos y Vásquez, José (2011), *“Estimación del parámetro de suavizamiento del filtro de Hodrick y Prescott para Costa Rica”*. DEC-DIE-DT 006-2011. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.
- Tenorio Chávez, Edwin (2008).” *Recopilación de definición y cambios en la tasa de política monetaria del Banco Central de Costa Rica”*. DIE-037-2008-IT. Departamento de Investigación Económica. Banco Central de Costa Rica.

7. Anexos

7.1. Anexo 1. Pruebas econométricas para el modelo original con la muestra actualizada.

En esta sección, se realizan pruebas para verificar las propiedades econométricas del modelo de proyección de la inflación propuesto por Mora y Quirós (2008) pero con datos actualizados hasta abril de 2011.

7.1.1. Orden de los rezagos

Cuadro 1A. Criterios de selección del orden de los rezagos

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1220.08	NA	3.59E-12	-15.001	-14.6166	-14.84491
1	1898.74 1	1280.973	9.08E-16	-23.28426	-22.5923*	-23.0033
2	1934.29 7	65.33359	7.12E-16	-23.52871	-22.5292	-23.12287*
3	1959.99 1	45.92945	6.32E-16	-23.64989	-22.3429	-23.11919
4	1978.11 2	31.48381	6.17E-16	-23.6764	-22.0619	-23.02082
5	1996.70 1	31.3703	6.00e-16*	-23.70877*	-21.7867	-22.92832
6	2003.99 7	11.94611	6.73E-16	-23.59996	-21.3704	-22.69464
7	2027.34 9	37.0722*	6.18E-16	-23.69187	-21.1548	-22.66167
8	2037.7	15.91415	6.70E-16	-23.62125	-20.7767	-22.46618

*Indica el orden de rezagos seleccionado por el criterio.

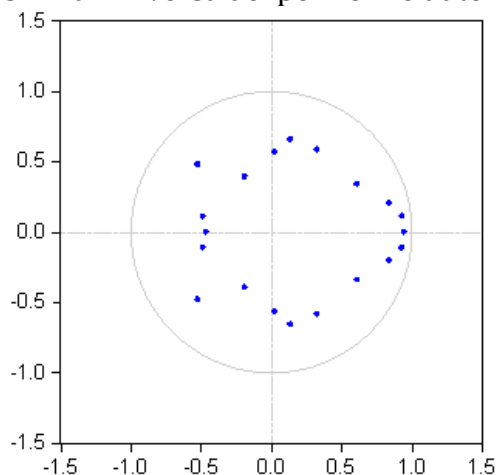
7.1.2. Exclusión de rezagos

Cuadro 2A. Prueba de Wald de exclusión de rezagos.

	DLIMAE	DLTC	DLIPC	TNOMINAL	Joint
Rezago 1	21.67702	194.4164	234.9384	135.1881	580.2217
	[0.00023]	[0.00000]	[0.000000]	[0.000000]	[0.00000]
Rezago 2	0.795672	2.224825	19.43212	6.292629	28.06468
	[0.93902]	[0.69448]	[0.00064]	[0.17833]	[0.03106]
Rezago 3	4.067078	4.798031	4.078713	10.63639	23.55198
	[0.39700]	[0.30865]	[0.395458]	[0.030969]	[0.09975]
Rezago 4	3.337096	4.92502	0.310858	2.636375	12.44129
	[0.50307]	[0.29507]	[0.98910]	[0.620393]	[0.71308]
Rezago 5	10.39795	6.496582	2.206113	3.198263	22.61705
	[0.03423]	[0.16501]	[0.697910]	[0.525211]	[0.12436]
Rezago 6	8.177431	4.24991	3.651704	1.410285	16.22642
	[0.08529]	[0.37323]	[0.455189]	[0.842406]	[0.43727]
df	4	4	4	4	16

7.1.3. Prueba de estabilidad

Cuadro 3A. Raíz inversa del polinomio autorregresivo



Se observa que el modelo es estable.

7.1.4. Prueba de normalidad multivariada de los residuos

Cuadro 4A. Prueba de normalidad de los residuos (Ortogonalización de Doornik-Hansen)

Componente	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.38	2	0.18440
2	606.43	2	0.00000
3	8.20	2	0.01660
4	75.98	2	0.00000
Joint	693.99	8	0.00000

La prueba muestra que los errores no se distribuyen de acuerdo a la función de densidad de probabilidad normal multivariada.

7.1.5. Prueba de correlación serial de los errores

Cuadro 5A. Prueba LM de correlación serial de los residuos (16 gl).

Rezagos	LM-Stat	Prob
1	16.61969	0.4106
2	30.6642	0.0148
3	14.33052	0.5741
4	26.161	0.0518
5	21.75627	0.1512
6	35.96416	0.0029
7	12.4351	0.7135
8	13.51367	0.6349
9	14.0173	0.5974
10	15.0444	0.5214
11	24.87765	0.072

Al 5% de significancia se concluye que existe autocorrelación de orden 2, 6 y 11.

7.1.6. Prueba de heterocedasticidad

Cuadro 6A. Prueba de heterocedasticidad de White sobre los residuos (sin términos cruzados)

Chi-sq	df	Prob.
561.9329	390	0.00000

Se rechaza que los residuos sean homocedásticos.

7.1.7. Prueba de exogeneidad.

Cuadro 7A. Prueba de causalidad de Granger sobre DLIPC

Excluido	Chi-sq	df	Prob.
DLIMAE	4.611994	4	0.3295
DLTC	5.544599	4	0.2358
TNOMINAL	4.041484	4	0.4004
Todos	16.5387	12	0.1678

No se puede considerar la variable de inflación interanual como endógena en el modelo.

7.2. Anexo 2. Pruebas econométricas para el modelo alternativo.

De la misma forma, también se realizan pruebas para verificar las propiedades econométricas del modelo alternativo, las cuales se presentan a continuación.

7.2.1. Orden de los rezagos

Cuadro 8A. Criterios de selección del orden de los rezagos

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	924.994	NA	9.09E-08	-10.53795	-10.09701	-10.35903
1	1239.60	577.7083	2.40E-09	-14.17083	-13.65641	-13.9621
2	1255.71	29.2102	2.09E-09	-14.3125	-13.7245*	-14.07395
3	1262.68	12.46641	2.02e-09*	-14.34720*	-13.6858	-14.07883*
4	1263.66	1.728946	2.09E-09	-14.31186	-13.57697	-14.01368
5	1266.03	4.130646	2.13E-09	-14.2928	-13.48442	-13.9648
6	1269.60	6.133305	2.15E-09	-14.28774	-13.40587	-13.92992
7	1271.31	2.909922	2.21E-09	-14.26103	-13.30567	-13.87338
8	1278.20	11.51588*	2.14E-09	-14.29478	-13.26593	-13.87731

*Indica el orden de rezagos seleccionado por el criterio.

7.2.2. Exclusión de rezagos

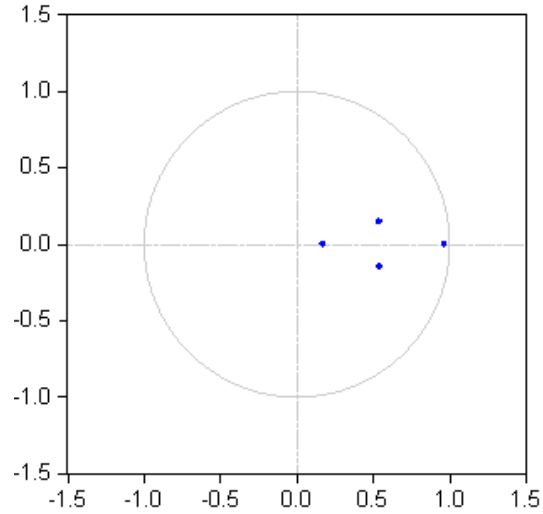
Cuadro 9A. Prueba de Wald de exclusión de rezagos.

	DLPCONS	DLIPC	Joint
Rezago 1	219.1807	344.7409	565.3813
Prob.	[0.000000]	[0.000000]	[0.000000]
Rezago 2	21.63539	9.138461	31.29159
Prob.	[2.00e-05]	[0.010366]	[2.67e-06]
Df	2	2	4

Se incluyen ambos rezagos en la especificación del modelo.

7.2.3. Prueba de estabilidad

Cuadro 10A. Raíz inversa del polinomio autorregresivo



El modelo es estable.

7.2.4. Prueba de normalidad multivariada de los residuos

Cuadro 11A. Prueba de normalidad de los residuos (Ortogonalización de Doornik-Hansen)

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.65	2	0.43880
2	6.51	2	0.03850
Joint	8.16	4	0.08590

Al 5% de significancia, no se rechaza que los errores se distribuyen de acuerdo a la función de densidad de probabilidad normal multivariada.

7.2.5. Prueba de correlación serial de los errores

Cuadro 12A. Prueba LM de correlación serial de los residuos (9 gl).

Rezagos	LM-Stat	Prob
1	9.0610	0.0596
2	5.0233	0.2849
3	5.1501	0.2722
4	10.8166	0.0287
5	5.5277	0.2373
6	0.1679	0.9967
7	8.4732	0.0757
8	4.4456	0.3490
9	4.4494	0.3486
10	1.6778	0.7947
11	4.8263	0.3056

Existe únicamente autocorrelación con el cuarto rezago.

7.2.6. Prueba de heterocedasticidad

Cuadro 13A. Prueba de heterocedasticidad de White sobre los residuos (sin términos cruzados)

Chi-sq	df	Prob.
84.78299	75	0.206

No se rechaza la homocedasticidad de los residuos al 5%.

7.2.7. Prueba de exogeneidad.

Cuadro 14A. Prueba de causalidad de Granger sobre DLIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
TR	7.097295	2	0.0288
All	7.097295	2	0.0288

Al 5% de significancia puede considerarse la tasa de inflación interanual como una variable endógena en el modelo.

7.3. Anexo 3

Modelo tarifario para fijar el precio de los combustibles derivados de hidrocarburos en planteles de distribución y al consumidor final

En la Gaceta 155 del 14 de agosto del 2007, la ARESEP aprobó el siguiente procedimiento para la fijación del precio de los combustibles derivados de hidrocarburos para planteles de distribución y al consumidor final:

1. Fijación ordinaria.

Para la fijación del precio del combustible, se seguirá lo establecido en la Ley N^o 7593 y su reglamento, y se aplicará la siguiente fórmula:

$$\mathbf{NPPCi = (PRi * TCR + K)}$$

donde:

- i:** Son los combustibles que expende la Refinadora Costarricense de Petróleo (RECOPE) en plantel de distribución, en el territorio nacional.
- NPPCi:** Es el nuevo precio de venta en plantel de distribución de RECOPE y en colones por litro, del combustible i, sin impuesto único; que a su vez afectará de forma directa el precio del combustible i para el consumidor final.
- PRi:** Es el precio FOB promedio simple de referencia en U.S. \$ por barril. Su cálculo se realiza con base en los precios internacionales de los 30 días naturales anteriores a la fecha de corte de realización del estudio, y donde el precio diario es el promedio simple de las cotizaciones alta y baja de la fuente de referencia Platt's Oilgram Price Report de Costa del Golfo de Standard & Poors, en el tanto no se cuente con otros mercados de referencia para la región.
- TCR:** Es el tipo de cambio, colones por dólar estadounidense, de venta al Sector Público no Bancario a utilizar en la fecha de corte del estudio, el cual es establecido por el Banco Central de Costa Rica.
- K:** Es el costo que se le reconoce a RECOPE, por concepto de costos internos proyectados necesarios para poner el producto en los planteles de distribución; o sea, que representa la diferencia entre el precio

internacional del combustible y el precio en plantel de distribución, excluido todo lo relacionado con la actividad de refinación⁵.

2. Fijación extraordinaria

Para la fijación del precio del combustible mediante la aplicación del procedimiento extraordinario, se utilizará la siguiente fórmula:

$$\mathbf{NPPCi = [PEi *(1+Ai)]* TCR + K}$$

donde:

PEi: Es la misma definición del precio promedio de referencia (PRi); utilizada en la última fijación de precio.

Ai: Es el porcentaje de ajuste en cada uno de los precios del combustible en el mercado internacional y que se calculará de acuerdo con la siguiente fórmula:

$$\mathbf{Ai = \left[\frac{PRi * TCR - PEi * TCE}{PEi * TCE} \right]}$$

TCR: Es el tipo de cambio, colones por dólar estadounidense, de venta al Sector Público no Bancario a utilizar en la fecha de corte del estudio, el cual es establecido por el Banco Central de Costa Rica.

TCE: Es la misma definición del TCR, correspondiente a la última fijación de precios.

La Autoridad Reguladora, fijará los precios para cada uno de los productos i, el segundo viernes de cada mes. Cuando dicho viernes del mes coincida con un feriado o asueto, el cálculo se hará el día hábil siguiente, utilizando la misma fecha de corte del segundo viernes del mes. El ajuste de precios se someterá al procedimiento de audiencia pública dentro del plazo que estipula el reglamento de la Ley N° 7593 para resolver los ajustes de precios extraordinarios (15 días hábiles).

⁵ Para más detalles, ver en la Gaceta 155, página 63, la manera de determinar el parámetro K.

3. Traslado del ajuste de precio al consumidor final

Una vez ajustado el precio en plantel de distribución, se procederá a trasladar el ajuste, a los precios para el consumidor final, incorporando el impuesto único de cada combustible en el precio. Las fórmulas para el traslado del ajuste al consumidor final son las siguientes:

$$\mathbf{PPCi = NPPCi + Ti}$$

$$\mathbf{PCiDF = PPCi + Mgti}$$

donde:

- PPCi:** Precio en plantel de distribución, en colones por litro, por tipo de combustible, con impuesto único incluido.
- NPPCi:** Es el nuevo precio de venta en plantel de distribución de RECOPE y en colones por litro, del combustible i, sin impuesto único; que a su vez afectará de forma directa el precio del combustible i, para el consumidor final.
- Ti:** Impuesto único en colones por litro, por tipo de combustible y revisable cada trimestre, según lo establecido por el Ministerio de Hacienda, según Ley N° 8114, Ley de Simplificación y Eficiencia Tributaria.
- PCiDF:** Precio del combustible i, en colones por unidad de volumen, para el distribuidor detallista de combustible.
- Mgti:** Margen total de cada distribuidor, en colones por litro, por tipo del combustible incluido el flete de transporte. El flete de transporte y el margen de los distribuidores, será determinado con base en la metodología tarifaria correspondiente a cada actividad de la cadena de este servicio público.

7.4. Anexo 4

Prueba de Diebold y Mariano (1995)

La prueba de Diebold y Mariano se utiliza para comparar dos pronósticos. Una vez estimados los modelos se calcula la siguiente función de pérdida:

$$d_t = (r_t^1 - r_t^2)$$

donde r_t^1 y r_t^2 son los errores de pronóstico al cuadrado de cada modelo respectivamente. La hipótesis nula de igual poder de predicción de los dos pronósticos implicaría que $E[d_t] = 0$; de lo contrario, alguno de los pronósticos es más preciso que el otro.

La prueba es aplicable a funciones de pérdida no cuadráticas, a pronósticos multihorizonte y a errores que no sean ruido blanco o no sean normalmente distribuidos.

Suponiendo estacionaridad en covariancia, entre otras condiciones de regularidad, el proceso dado por $T^{1/2} (d - \mu)$ converge en distribución a $N(0, 2\pi f_d(0))$, donde f_d es la densidad espectral de d_t .

Es estadístico de la prueba es:

$$DM = \frac{\bar{d}}{(2\pi \hat{f}_d(0) / T)^{1/2}} \sim N(0,1)$$

donde $\hat{f}_d(0)$ es un estimador consistente de $f_d(0)$ y \bar{d} es la media muestral de d_t .