



BANCO CENTRAL DE COSTA RICA
DIVISIÓN ECONÓMICA
DEPARTAMENTO DE INVESTIGACIÓN ECONÓMICA

Validación del modelo impacto de los precios de petróleo en Costa Rica

Carlos Mora Gómez
Juan Carlos Quirós Solano

Informe Técnico
DIE-IT-14-2008, marzo 2008

Documento de trabajo del Banco Central de Costa Rica, elaborado por el
Departamento de Investigación Económica

Las ideas expresadas en este documento son responsabilidad de los autores y no
necesariamente representan la opinión del Banco Central de Costa Rica

TABLA DE CONTENIDO

1. Motivación	1
2. Modelo VAR Original.....	1
3. Modelo VAR Alternativo	3
4. Ajuste y Capacidad de Pronóstico de Ambos Modelos	4
5. Consideraciones Finales	5
6. Referencias Bibliográficas.....	6
Anexo 1	8
Anexo 2	9
Anexo 3	12
Anexo 4	14
Anexo 5	17
Anexo 6	18

VALIDACIÓN DEL MODELO IMPACTO DE LOS PRECIOS DEL PETRÓLEO EN COSTA RICA

1. Motivación

Entre las actividades que lleva a cabo el Departamento de Investigación Económica se encuentra la verificación periódica de la idoneidad de los modelos econométricos o estadísticos utilizados en la División Económica. Por lo que el objetivo de este Informe Técnico es validar el modelo VAR no lineal del impacto de los precios del petróleo en Costa Rica (Hoffmaister, Solano, Solera y Vindas, 2000), el cual es utilizado conjuntamente con otros modelos en la proyección de inflación pasiva que realiza el Departamento de Análisis y Asesoría Macroeconómica del Banco Central de Costa Rica.

El documento se organiza de la siguiente manera: la segunda sección describe brevemente el modelo original que se utiliza actualmente con sus principales propiedades econométricas. La tercera sección propone un modelo VAR alternativo y analiza sus bondades econométricas. La cuarta sección evalúa el ajuste y la capacidad de pronóstico de ambos modelos y la última detalla las principales conclusiones.

2. Modelo VAR Original

El modelo VAR del impacto de los precios del petróleo en Costa Rica fue planteado originalmente de la siguiente forma reducida¹:

$$\begin{aligned}\Delta p^{oil} &= d_{11}(L) * \Delta p_{t-1}^{oil} + d_{12}(L) * \Delta p_{t-1}^{combust} + d_{13}(L) * \Delta x_{t-1} + \mu_{p^{oil}} \\ \Delta p^{combust} &= d_{21}(L) * \Delta p_{t-1}^{oil} + d_{22}(L) * \Delta p_{t-1}^{combust} + d_{23}(L) * \Delta x_{t-1} + \mu_{p^{combust}} \\ \Delta x &= d_{31}(L) * \Delta p_{t-1}^{oil} + d_{32}(L) * \Delta p_{t-1}^{combust} + d_{33}(L) * \Delta x_{t-1} + \mu_x\end{aligned}$$

Donde:

- p^{oil} Logaritmo del precio de petróleo en dólares.
- $p^{combust}$ Logaritmo del precio doméstico de los combustibles (promedio ponderado del precio de la gasolina regular, el diesel y el búnker) que los consumidores enfrentan.
- x Vector de $k-1$ variables endógenas domésticas compuesto por las tasas de crecimiento interanuales en logaritmos del índice de precios al consumidor doméstico (*dlicp*); del índice mensual de actividad económica (*dlimae*); del tipo de cambio nominal promedio de compra y venta de divisas (*dltc*) y la tasa de interés de los Bonos de Estabilización Monetaria (BEM) a seis meses plazo (*bem_6*).
- $d_{sj}(L)$ Polinomios de rezago de orden p .
- μ Innovaciones en cada ecuación, tal que $E[\mu] = 0$ y $E[\mu\mu'] = \Omega$.

¹ Se utiliza la misma notación que en Hoffmaister et al., 2000.

Se incluye una variable instrumental que toma el valor de 1 a partir de 1996, para capturar la reducción del crecimiento de los precios a partir de esa fecha (*dummy*). Además, para modelar de forma explícita la regla que determinaba el precio doméstico de los combustibles, el modelo combina una regla que determina p^{combust} e incluye todos los impuestos que se agregan al precio interno de los combustibles. El modelo no lineal se obtiene de reemplazar la segunda ecuación del modelo descrito anteriormente con las siguientes ecuaciones:

$$P^{\text{combust}} = \left\{ P^{\text{planta}} (1+i^{\text{sc}}) + \text{margen} \right\} (1+i^{\text{v}})(1+i^{\text{conavi}})$$

$$P^{\text{planta}} = (1+\alpha\gamma) P_{t-1}^{\text{planta}}$$

$$\alpha = \begin{cases} \frac{E * P^{\text{oil}}}{E_h * P_h^{\text{oil}}} - 1, & \text{si } \left| \frac{E * P^{\text{oil}}}{E_h * P_h^{\text{oil}}} - 1 \right| \geq \alpha^* \\ 0 & , \text{ de otra manera} \end{cases}$$

Donde:

P^{planta} Precio promedio en planta de la compañía estatal.

i^{sc} Impuesto selectivo de consumo.

margen El margen permitido de transporte y distribución.

i^{v} Impuesto de ventas.

i^{conavi} Impuesto para la Comisión Nacional de Viabilidad.

γ Proporción que representa el valor total de las importaciones de petróleo crudo, derivados y otras materias primas necesarias para la producción y mezcla de combustibles, más los respectivos derechos arancelarios con respecto al gasto total de la refinadora.

$E (E_h)$ Tipo de cambio nominal en el momento de la revisión (en la última revisión).

α^* Umbral crítico que se determina cada vez que los precios domésticos son modificados².

El término “ α ” está calculado en términos relativos respecto al precio externo del petróleo, expresado en moneda nacional, desde la última revisión, $E_h P^{\text{oil}}$. De esta manera, el régimen cambiario de minidevaluaciones, que funcionó hasta el 16 de octubre del 2006, permitía que se diera una revisión en el precio doméstico de los combustibles aunque las innovaciones en el precio mundial del petróleo fuera menores que α^* , debido al efecto que tienen las minidevaluaciones sobre el precio mundial expresado en moneda nacional (Hoffmaister et al., op. cit.).

El modelo utiliza una muestra de datos mensuales desde enero 1991 a diciembre 2007. En este período, se concluye que todas las variables son estacionarias, de acuerdo al conjunto de pruebas de raíz unitaria (Anexo 1). El modelo se especifica con 6 rezagos, no obstante solamente los tres primeros son conjuntamente significativos; es estable pero sus errores conjuntos no se

² La Ley N°7593 fijaba $\alpha^*=5\%$.

distribuyen como una densidad de probabilidad normal multivariada³ y están autocorrelacionados (Anexo 2).

3. Modelo VAR Alternativo

En la segunda sección se revisó el modelo VAR No lineal estimado originalmente en Hoffmaister et al (2000) para el pronóstico de la inflación, cuya no linealidad radicaba en la regla explícita para el cálculo de los precios domésticos de los combustibles. Esta regla definió un “umbral” de cambio en los precios del petróleo que de ser sobrepasado conllevaba a la Autoridad Reguladora de los Servicios Públicos (ARESEP) a decretar una revisión de los mismos. No obstante, a partir de la publicación de la Gaceta No. 155 del 14 de agosto del 2007, el modelo tarifario para fijar el precio de los combustibles derivados de hidrocarburos se modificó, ajustándose mensualmente según una fórmula preestablecida (Anexo 3). De esta manera, el modelo original se modificó para que incluyera dicha reforma tarifaria, por lo que se convirtió en un modelo VAR lineal⁴.

De acuerdo con el párrafo anterior, se procedió a proponer en este proceso de validación un modelo VAR lineal alternativo que considera la variable endógena tasa de interés de captación (bruta) del BCCR a 30 días (*tbc I*), como la tasa de interés de política monetaria, en vez de la tasa de interés de los BEM a 6 meses. Asimismo, se incorpora una variable exógena de tendencia, con el fin de explicitar el proceso de desinflación que ha experimentado Costa Rica durante el periodo de la muestra, toda vez que se mantiene las restantes variables definidas en el modelo original.

Este nuevo modelo utiliza el mismo periodo muestral. Sin embargo, se especifican 5 rezagos⁵, prescindiendo del rezago de orden 4, pues no resultó significativo en forma conjunta en la prueba de exclusión de rezagos (Anexo 4.1). El VAR es estable, lo cual sugiere que se descarta la presencia de raíces unitarias en su representación de media móvil, es decir, las raíces inversas del polinomio característico AR se encuentran dentro del círculo unitario (Anexo 4.2).

Al igual que en el modelo original, sus errores conjuntos tampoco se distribuyen como una normal multivariada (Anexo 4.3); sin embargo, el modelo propuesto presenta únicamente un leve problema de autocorrelación en el segundo rezago (Anexo 4.4). Finalmente, la prueba de causalidad de Granger determinó que la variable IPC no puede ser tratada como exógena, y por ende el bloque de los valores rezagados del IMAE, tipo de cambio y la tasa de interés de política ayudan a mejorar el pronóstico de la inflación generado por el modelo (Anexo 4.5). Cabe señalar que esta condición de endogeneidad no se cumple en el caso del modelo original.

³ Esta no es una limitación importante para la idoneidad del modelo.

⁴ En las actualizaciones del modelo original, este cambio se implementó considerando un $\alpha^* = 0\%$.

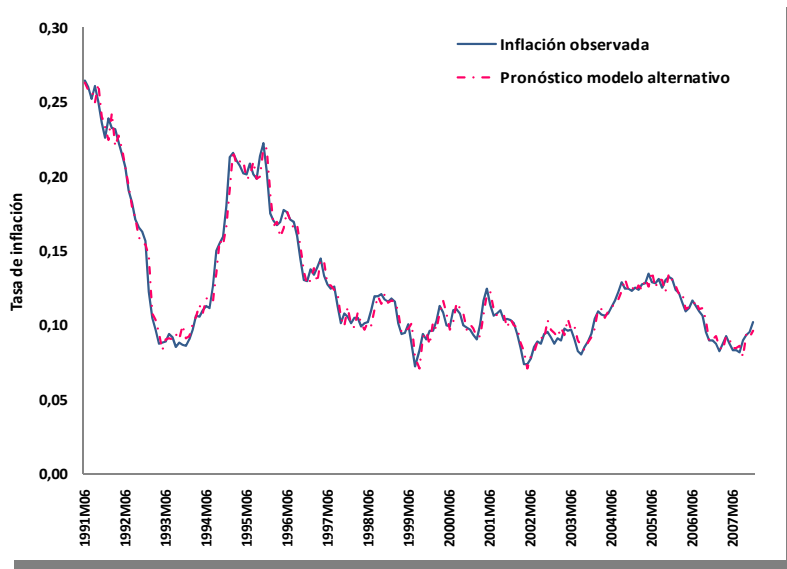
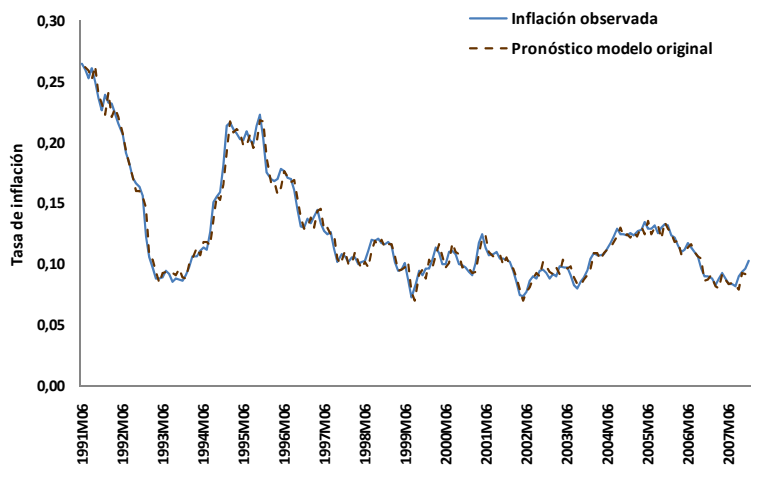
⁵ Aunque los criterios de información convencionales sugieren incluir el doceavo rezago, éste no mejoró el modelo en términos de propiedades deseables ni en pronóstico.

Finalmente, debido a que la característica de incesgamiento en los pronósticos es relevante en la elección del método que permita combinar distintos modelos de inflación, se procedió a contrastar dicha característica mediante el procedimiento sugerido por Holden y Peel (1989), donde no se rechazó la hipótesis nula de existencia de incesgamiento (Anexo 5).

4. Ajuste y Capacidad de Pronóstico de Ambos Modelos

Es importante destacar que tanto el pronóstico de la inflación efectuado con el VAR original como el generado con el modelo alternativo se ajustan bastante bien a la inflación observada durante el periodo de análisis, como se muestra en la Figura 1.

Figura 1. Tasas de inflación observada y pronóstico según modelo.
Periodo 1991m6-2007m12.



En el cuadro adjunto se observa que el modelo alternativo mejora levemente la capacidad de pronóstico del modelo original cuando se toma en cuenta toda la muestra efectiva (1991:01 2007:12). Por ese motivo, se decidió analizar la capacidad de pronóstico de ambos modelos en periodos más recientes; específicamente desde enero del 2006 hasta diciembre del 2007. En ese lapso, tanto el indicador de la raíz del error cuadrático medio como la U-Thiel evidenciaron resultados a favor del modelo alternativo, es decir, estos indicadores mostraron un menor valor absoluto al compararlo con el modelo original (Anexo 6).

Cuadro 1. Modelos VAR para el pronóstico de la inflación:
Capacidad de pronóstico según modelo

Modelo	VAR original	VAR alternativo
Periodo efectivo	1991:01 2007:12	1991:01 2007:12
No. Observaciones	198	199
VARIABLES ENDÓGENAS	dlipe dlimae dlte bem6	dlipe dlimae dlte tbc1
VARIABLES EXÓGENAS	c dummy dlpoil dlpcns	c trend dummy dlpoil dlpcns
Rezagos del modelo	1-6	1-3 y 5
Significancia conjunta de los rezagos	4, 5 y 6 no	2 no
Autocorrelación 1/	Orden 1 a 6 *	Sólo en el segundo rezago **
Estabilidad del modelo	Estable	Estable
Causalidad de Granger	IPC puede ser tratada como exógena	IPC no puede ser tratada como exógena 2/
RMSE 1991:01 2007:12	0,00640	0,00637
RMSE 2006:01 2007:12	0,01293	0,01040
U-Thiel 2006:01 2007:12	0,65287	0,55480

1/ Se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación a los niveles de significancia al 5% (*) y 10% (**).

2/ El bloque de los valores rezagados del IMAE, tipo de cambio y la tasa de interés de política ayudan a mejorar el pronóstico.

Fuente: Elaboración propia.

5. Consideraciones Finales

Los pronósticos de variables macroeconómicas constituyen frecuentemente uno de los objetivos principales de muchos estudios llevados a cabo por los bancos centrales con el fin de mejorar la precisión de las predicciones. En ese sentido, el Departamento de Investigación Económica verifica periódicamente la capacidad de los modelos utilizados en la División Económica, con lo que garantiza la reducción en los errores de pronóstico.

En la validación del VAR No lineal del impacto de los precios del petróleo en Costa Rica se determinó que con el cambio en el modelo tarifario para fijar el precio de los combustibles, el modelo pasó a ser uno de carácter lineal, pues los ajustes no requieren sobrepasar un “umbral” mínimo para ser efectivos, sino que se realizan mensualmente independientemente del porcentaje de variación.

En términos generales, el modelo alternativo propuesto en este trabajo resultó estable, posee rezagos conjuntos significativos en términos estadísticos, y presenta únicamente un leve problema de autocorrelación en el segundo rezago. Asimismo, posee mayor capacidad de pronóstico que el modelo original en toda la muestra y al final de la misma, por lo que se considera más apropiado para la proyección de corto plazo de la inflación. Finalmente, los pronósticos realizados con el modelo son insesgados, característica necesaria para una futura combinación de modelos de proyección de la inflación.

6. Referencias Bibliográficas

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, Setiembre.

Costa Rica (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 La Gaceta N° 155, páginas 55-63.

Castaño, E y Melo, Luis F. (1998), “Métodos de combinación de pronósticos: Una aplicación a la inflación colombiana”. Subgerencia de Estudios Económicos, Banco de la República.

Anexos

Anexo 1

Pruebas de Raíz Unitaria para las Variables del Modelo

Cuadro 1 A. Pruebas de raíz unitaria para variables en niveles

Variable	DF-GLS		Ng-Perrón (MZt)		KPSS	
	ccct	ccst	ccct	ccst	ccct	ccst
bem_6	-3.721830*	-1.210254	-2.77374***	-0.19960	0.083179*	1.210751
dlimae	-3.303709**	-3.310933*	-2.87561***	-2.86641*	0.080844*	0.109528*
dlipc	-2.304553	-0.769416	-3.54708*	-0.84694	0.136580**	0.843700
dlpcons	-1.862954	-1.313898	-1.95813	-1.32136	0.053889*	0.070060*
dlpoil	-4.036672*	-3.726473*	-230.766*	-17.8408*	0.031694*	0.379271*
dltc	-1.331825	1.035560	-1.27584	1.06225	0.069425*	0.610527**
tbc1	-3.570302*	-0.808904	-3.38845*	-0.50702	0.060430*	1.336167

* (**) [***] No se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% (5%) [10%]. En otro caso, se acepta dicha hipótesis.

Fuente: Elaboración propia.

Anexo 2

Pruebas econométricas al Modelo original

2.1 Exclusión de Rezagos

VAR Lag Exclusion Wald Tests

Sample: 1991M01 2007M12

Included observations: 198

Chi-squared test statistics for lag exclusion: Numbers in [] are p-values

	DLIPC	DLIMAE	DLTC	BEM6	Joint
Lag 1	310.1100 [0.000000]	20.65089 [0.000371]	216.1263 [0.000000]	254.0944 [0.000000]	820.4151 [0.000000]
Lag 2	26.16268 [2.93e-05]	2.599809 [0.626857]	5.288237 [0.258980]	27.01094 [1.98e-05]	61.07345 [3.45e-07]
Lag 3	5.943889 [0.203378]	14.96471 [0.004775]	3.746361 [0.441419]	15.65647 [0.003517]	39.85409 [0.000818]
Lag 4	0.988447 [0.911543]	0.361919 [0.985474]	4.332523 [0.362870]	5.079483 [0.279239]	10.15775 [0.858261]
Lag 5	2.752719 [0.600022]	8.986142 [0.061447]	6.220318 [0.183288]	0.633580 [0.959260]	18.05349 [0.320774]
Lag 6	2.776159 [0.595955]	5.725036 [0.220645]	2.732809 [0.603486]	3.818469 [0.431131]	15.87179 [0.461944]
df	4	4	4	4	16

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLIPC DLIMAE DLTC BEM6

Exogenous variables: C DUMMY DLPOIL DLPCONS

Sample: 1991M01 2007M12

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	658.4430	NA	1.46e-08	-6.692115	-6.420657	-6.582172
1	1477.939	1570.701	3.38e-12	-15.06186	-14.51895	-14.84198
2	1523.167	84.80255	2.49e-12	-15.36632	-14.55195*	-15.03650
3	1558.896	65.50316	2.03e-12	-15.57183	-14.48600	-15.13206*
4	1573.418	26.01821	2.07e-12	-15.55644	-14.19915	-15.00672
5	1588.392	26.20522	2.09e-12	-15.54575	-13.91700	-14.88610
6	1596.603	14.02738	2.28e-12	-15.46462	-13.56441	-14.69502
7	1619.062	37.43186	2.14e-12	-15.53190	-13.36024	-14.65236
8	1632.303	21.51609	2.21e-12	-15.50316	-13.06004	-14.51368
9	1653.077	32.89161	2.12e-12	-15.55288	-12.83830	-14.45346
10	1673.185	31.00089	2.05e-12	-15.59568	-12.60964	-14.38631
11	1694.972	32.67948	1.95e-12	-15.65596	-12.39846	-14.33665
12	1717.178	32.38387*	1.85e-12*	-15.72060*	-12.19165	-14.29135

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

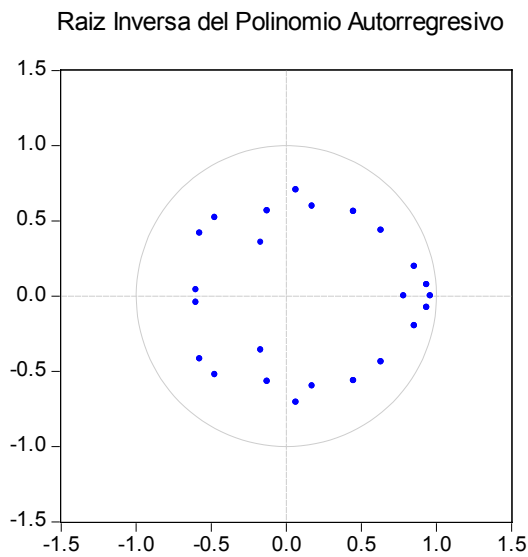
FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

2.2 Prueba de estabilidad



2.3 Prueba de normalidad multivariada de los residuos.

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 1991M01 2007M12

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.106451	0.373953	1	0.5409
2	0.228901	1.729062	1	0.1885
3	-0.175507	1.016487	1	0.3134
4	-0.047936	0.075830	1	0.7830
Joint		3.195332	4	0.5257
Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.001079	9.60E-06	1	0.9975
2	2.837864	0.216876	1	0.6414

3	18.83886	2069.674	1	0.0000
4	4.463862	17.67886	1	0.0000
Joint		2087.570	4	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.373962	2	0.8295	
2	1.945938	2	0.3780	
3	2070.690	2	0.0000	
4	17.75469	2	0.0001	
Joint		2090.765	8	0.0000

2.4 Prueba de correlación serial de los errores

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Sample: 1991M01 2007M12

Lags	LM-Stat	Prob
1	42.37106	0.0003
2	29.53045	0.0206
3	24.93998	0.0709
4	27.60195	0.0353
5	50.87343	0.0000
6	27.70587	0.0343
7	13.61454	0.6274

Probs from chi-square with 16 df.

2.5 Prueba de exogeneidad

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Sample: 1991M01 2007M12

Dependent variable: DLIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLIMAE	9.997474	6	0.1248
DLTC	3.832612	6	0.6993
BEM6	1.392865	6	0.9663
All	18.93310	18	0.3960

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° 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 refinación⁶.

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:

⁶ Para más detalles, ver en la Gaceta 155, página 63, la manera de determinar el parámetro K.

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:

$$A_i = \left[\frac{PR_i * TCR - PE_i * TCE}{PE_i * TCE} \right]$$

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.

K, PRi y NPPCi, definidas en el punto 1.

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).

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:

$$PPCi = NPPCi + Ti$$

$$PCiDF = PPCi + Mgti$$

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 de 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.

Anexo 4

Pruebas econométricas al Modelo alternativo

4.1 Exclusión de Rezagos

VAR Lag Exclusion Wald Tests

Sample: 1991M01 2007M12

Included observations: 199

Chi-squared test statistics for lag exclusion:

Numbers in [] are p-values

	DLIPC	DLIMAE	DLTC	TBC1	Joint
Lag 1	333.7034 [0.000000]	26.58776 [2.41e-05]	239.3131 [0.000000]	185.2849 [0.000000]	775.6056 [0.000000]
Lag 2	29.68342 [5.68e-06]	1.593817 [0.809903]	3.842742 [0.427707]	2.810225 [0.590069]	39.14400 [0.001037]
Lag 3	10.97151 [0.026886]	15.51847 [0.003738]	9.322743 [0.053520]	9.340921 [0.053121]	46.48848 [8.18e-05]
Lag 5	12.35872 [0.014874]	12.59981 [0.013406]	1.121498 [0.890846]	23.32722 [0.000109]	47.16843 [6.41e-05]
df	4	4	4	4	16

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLIPC DLIMAE DLTC TBC1

Exogenous variables: C @TREND DUMMY DLPOIL
DLPCONS

Sample: 1991M01 2007M12

Included observations: 192

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	721.5704	NA	7.88e-09	-7.308025	-6.968703	-7.170597
1	1470.106	1426.896	3.82e-12	-14.93861	-14.32783*	-14.69123
2	1509.444	73.34949	3.00e-12	-15.18171	-14.29947	-14.82440
3	1544.265	63.47497	2.47e-12	-15.37776	-14.22406	-14.91050*
4	1563.011	33.39201	2.40e-12	-15.40637	-13.98121	-14.82917
5	1584.002	36.51581	2.29e-12*	-15.45836	-13.76175	-14.77122
6	1590.671	11.32288	2.53e-12	-15.36116	-13.39309	-14.56408
7	1616.074	42.07368	2.30e-12	-15.45911*	-13.21958	-14.55208
8	1624.670	13.87830	2.50e-12	-15.38198	-12.87099	-14.36501
9	1633.855	14.44779	2.71e-12	-15.31099	-12.52855	-14.18408
10	1651.323	26.74837	2.69e-12	-15.32629	-12.27238	-14.08943
11	1669.899	27.66941	2.64e-12	-15.35311	-12.02775	-14.00632
12	1694.729	35.95157*	2.44e-12	-15.44509	-11.84827	-13.98835

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

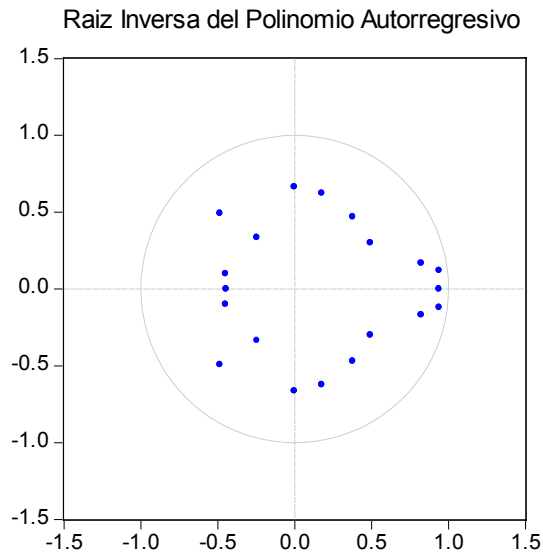
FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

4.2 Prueba de estabilidad



4.3 Prueba de normalidad multivariada de los residuos.

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Sample: 1991M01 2007M12

Included observations: 199

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.121174	0.486989	1	0.4853
2	0.202203	1.356054	1	0.2442
3	0.130106	0.561435	1	0.4537
4	-0.238488	1.886407	1	0.1696
Joint		4.290885	4	0.3681

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.143238	0.170121	1	0.6800
2	3.065361	0.035423	1	0.8507

3	24.19162	3723.660	1	0.0000
4	6.079080	78.61108	1	0.0000
Joint		3802.476	4	0.0000
Component	Jarque-Bera	df	Prob.	
1	0.657110	2	0.7200	
2	1.391477	2	0.4987	
3	3724.221	2	0.0000	
4	80.49749	2	0.0000	
Joint		3806.767	8	0.0000

4.4 Prueba de correlación serial de los errores

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h
 Sample: 1991M01 2007M12
 Included observations: 199

Lags	LM-Stat	Prob
1	16.09195	0.4466
2	29.01997	0.0238
3	15.41285	0.4946
4	23.22345	0.1079
5	22.49306	0.1280

Probs from chi-square with 16 df.

4.5 Prueba de exogeneidad

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Sample: 1991M01 2007M12
 Included observations: 199

Dependent variable: DLIPC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLIMAE	8.760785	4	0.0674
DLTC	4.877839	4	0.3001
TBC1	4.005180	4	0.4053
All	21.54488	12	0.0429

Anexo 5

Prueba de insesgamiento de los errores de pronóstico

En Castaño y Melo (2000), se efectúan varias pruebas de evaluación de los pronósticos, entre ellas, el contraste de insesgamiento sugerido por Holden y Peel (1989). Este caso, como las series son estacionarias, basta con estimar la siguiente ecuación:

$$y_t = \alpha + \beta f_t^j + u_t$$

Donde y_t es el dato de inflación observado, f_t^j es el t-ésimo pronóstico empleando el j-ésimo modelo, u es el término de error, α y β son constantes y $t=1,2,\dots,n$. Bajo este modelo, se acepta insesgamiento si el contraste de la hipótesis conjunta $\alpha=0$ y $\beta=1$ no se rechaza.

Dependent Variable: DLIPC
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1991M06 2007M12
 Included observations: 199 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-7.27E-15	0.001379	-5.27E-12	1.0000
DLIPC_ESTIMADA	1.000000	0.010299	97.09489	0.0000
R-squared	0.979531	Mean dependent var		0.126464
Adjusted R-squared	0.979427	S.D. dependent var		0.044624
S.E. of regression	0.006400	Akaike info criterion		-7.254891
Sum squared resid	0.008070	Schwarz criterion		-7.221793
Log likelihood	723.8617	Hannan-Quinn criter.		1.972498
F-statistic	2.5E-168			

Wald Test:
 Equation: EQ01

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.21E-21	(2, 197)	1.0000
Chi-square	2.42E-21	2	1.0000

Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(1)	-7.27E-15	0.001379
-1 + C(2)	2.17E-13	0.010299

Restrictions are linear in coefficients.

Anexo 6

Pruebas para evaluación de pronósticos a 24 meses

MODELO ORIGINAL					
<i>Step</i>	<i>Mean Error</i>	<i>Mean Abs Error</i>	<i>RMS Error</i>	<i>Theil U</i>	<i>No. Obs</i>
1	0,00115	0,00298	0,00411	0,83950	23
2	0,00223	0,00522	0,00671	0,82780	22
3	0,00316	0,00604	0,00789	0,77100	21
4	0,00404	0,00724	0,00938	0,77360	20
5	0,00434	0,00818	0,00982	0,73140	19
6	0,00447	0,00823	0,00974	0,65590	18
7	0,00476	0,00835	0,01004	0,60760	17
8	0,00519	0,00902	0,01076	0,57580	16
9	0,00563	0,00924	0,01132	0,53710	15
10	0,00663	0,00948	0,01188	0,51960	14
11	0,00757	0,00956	0,01219	0,50730	13
12	0,00831	0,01011	0,01254	0,49610	12
13	0,00944	0,01053	0,01299	0,50010	11
14	0,01095	0,01095	0,01339	0,52440	10
15	0,01182	0,01182	0,01388	0,53780	9
16	0,01232	0,01232	0,01446	0,53280	8
17	0,01309	0,01309	0,01523	0,54700	7
18	0,01435	0,01435	0,01630	0,59280	6
19	0,01618	0,01618	0,01771	0,67050	5
20	0,01915	0,01915	0,01968	0,81440	4
21	0,02105	0,02105	0,02136	0,89240	3
22	0,02286	0,02286	0,02308	0,96590	2
23	0,02598	0,02598	0,02598	1,22400	1
24	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0
Promedio	0,00978	0,01133	0,01293	0,65187	

MODELO ALTERNATIVO

<i>Step</i>	<i>Mean Error</i>	<i>Mean Abs Error</i>	<i>RMS Error</i>	<i>Theil U</i>	<i>No. Obs</i>
1	0,00003	0,00316	0,00430	0,87800	23
2	-0,00038	0,00588	0,00705	0,86990	22
3	-0,00074	0,00723	0,00835	0,81580	21
4	-0,00093	0,00742	0,00954	0,78650	20
5	-0,00176	0,00718	0,00961	0,71580	19
6	-0,00277	0,00793	0,01002	0,67480	18
7	-0,00365	0,00915	0,01063	0,64360	17
8	-0,00432	0,01022	0,01128	0,60390	16
9	-0,00457	0,01081	0,01175	0,55750	15
10	-0,00423	0,01083	0,01173	0,51300	14
11	-0,00384	0,01073	0,01159	0,48270	13
12	-0,00340	0,01058	0,01157	0,45780	12
13	-0,00242	0,01006	0,01110	0,42750	11
14	-0,00088	0,00914	0,00998	0,39090	10
15	0,00029	0,00882	0,00971	0,37630	9
16	0,00112	0,00912	0,01005	0,37050	8
17	0,00243	0,00926	0,01030	0,37010	7
18	0,00428	0,00935	0,01054	0,38340	6
19	0,00651	0,00985	0,01109	0,41990	5
20	0,01027	0,01027	0,01171	0,48440	4
21	0,01274	0,01274	0,01346	0,56230	3
22	0,01514	0,01514	0,01555	0,65100	2
23	0,01866	0,01866	0,01866	0,87950	1
24	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0
Promedio	0,00157	0,00931	0,01040	0,55480	