



NOTA TÉCNICA
N.º 005 | 2011

Validación del modelo VAR de mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica

José Pablo Vásquez C.
Alberto Vindas Q.

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 de mecanismos de transmisión de la política monetaria en Costa Rica

José Pablo Vásquez C.^{*}, Alberto Vindas Q.[†]

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

Resumen

La proyección de la inflación que efectúa el Departamento de Estadísticas Económicas del Banco Central de Costa Rica depende en gran medida de la idoneidad de los modelos utilizados para realizar los pronósticos.

En relación con esta tarea, el Departamento de Investigación Económica verifica periódicamente los modelos econométricos utilizados en la División Económica. Por tanto, el objetivo del presente informe técnico es validar el modelo VAR de transmisión de la política monetaria; el cual fue revisado por última vez por Mora y Torres (2007).

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

Palabras clave: Inflación, Modelo VAR, Política monetaria.

Clasificación JEL: C32, C52, E31

^{*} Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR.

[†] Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. vindasqa@bccr.fi.cr

Validation of the VAR Model of Transmission Mechanisms of Monetary Policy in Costa Rica

José Pablo Vásquez C.[‡], Alberto Vindas Q.[§]

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, Monetary policy.

JEL codes: C32, C52, E31

[‡] Department of Economic Research.

[§] Department of Economic Research. Email address. vindasqa@bccr.fi.cr

1. Motivación

La proyección de la inflación que efectúa el Departamento de Estadísticas Económicas del Banco Central de Costa Rica depende en gran medida de la idoneidad de los modelos utilizados para realizar los pronósticos.

En relación con esta tarea, el Departamento de Investigación Económica verifica periódicamente los modelos econométricos utilizados en la División Económica. Por tanto, el objetivo del presente informe técnico es validar el modelo VAR de transmisión de la política monetaria; el cual fue revisado por última vez por Mora y Torres (2007).

El presente documento se organiza como sigue: en la segunda sección se describe brevemente el modelo actualmente utilizado. En la tercera se propone un modelo alternativo y en la cuarta sección se compara la capacidad de ajuste 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:

$$\begin{pmatrix} dlipc_t \\ dl\imae_t \\ dltc_t \\ dlcpri_t \\ tbc1_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} d_{11}(L) & \dots & d_{15}(L) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ d_{51}(L) & \dots & d_{55}(L) \end{pmatrix} * \begin{pmatrix} dlipc_{t-1} \\ dl\imae_{t-1} \\ dltc_{t-1} \\ dlcpri_{t-1} \\ tbc1_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} c_{11} & \dots & c_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{51} & \dots & c_{5k} \end{pmatrix} * X_t + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \\ \varepsilon_{5t} \end{pmatrix}$$

donde:

dlipc Tasa de variación interanual del IPC doméstico.

dl\imae Tasa de variación interanual del Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE).

dltc	Tasa de variación interanual del tipo de cambio nominal promedio de compra y venta.
dlcpri	Tasa de variación interanual del crédito al sector privado.
tbc1	Tasa de interés de captación (bruta) del BCCR a 30 días.
X	Vector de variables exógenas, entre las que se encuentran: La tasas de interés de los bonos del Tesoro estadounidense a 90 días plazo (tbill), la tasa de variación interanual del índice de precios al productor de EE.UU. (dlippusa) y 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 1990 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 y no presenta autocorrelación pero sus errores no se distribuyen de acuerdo a la función de densidad de probabilidad normal multivariada y se rechaza la homocedasticidad de los residuos. Los resultados de las pruebas realizadas al modelo original con datos actualizados hasta abril de 2011 se pueden observar en el Anexo 1.

3. Modelo alternativo

El modelo alternativo que se propone se estimó con datos para el período entre enero de 2000 y abril de 2011. Para llegar a él, inicialmente se realizaron pruebas de raíz unitaria a las variables para hacer uso de aquellas que fueran estacionarias. Posteriormente, se comprobó la endogeneidad de las variables deseadas y luego se trabajó en la especificación del número de rezagos óptimo del modelo. Finalmente, se hicieron pruebas de normalidad, autocorrelación y heterocedasticidad. Estas pruebas se pueden ver en el Anexo 2.

El modelo finalmente seleccionado utiliza como variables endógenas la variación interanual del IPC, la tasa de variación interanual del crédito al sector privado y tasa de variación interanual del IMAE.

Además, entre las variables exógenas se incluyen la tasa de variación interanual del tipo de cambio (dltc), la tasa de interés de los bonos del Tesoro (tbill), una variable dummy de cambio estructural de la inflación a partir de enero de 2009 (du_09)¹, la tasa de inflación mundial interanual (calculada como el promedio ponderado de las variaciones de los Índices de Precios al Consumidor (IPC) de los socios comerciales de Costa Rica² rezagada tres períodos (inf_ext(-3)) y la tasa de interés de política monetaria en términos reales (tr).

La tasa real de política monetaria hasta diciembre de 2005 se deflató con la inflación interanual observada doce meses después. Posterior al 2005 se utilizó la expectativa de inflación para los siguientes doce meses³.

Se especificó el modelo con los tres primeros rezagos. El VAR es estable, con errores normales, homocedásticos y sin autocorrelación.

4. Ajuste y capacidad de pronóstico

Cuando se realiza un pronóstico estático dentro de la muestra se puede observar que tanto modelo actual como el modelo alternativo propuesto se ajustan bastante bien a la inflación observada. Esto puede apreciarse en el Gráfico 1.

¹ Se probó con variables dummy de cambio estructural desde principios de 2008 hasta finales de 2009; sin embargo, la que resultó ser más significativa fue la que empieza en enero de 2009.

² Se utilizan los países y ponderaciones que aparecen en el Índice de Tipo de Cambio Efectivo Real (ITCER). Ver León, Segura y Vásquez (2011).

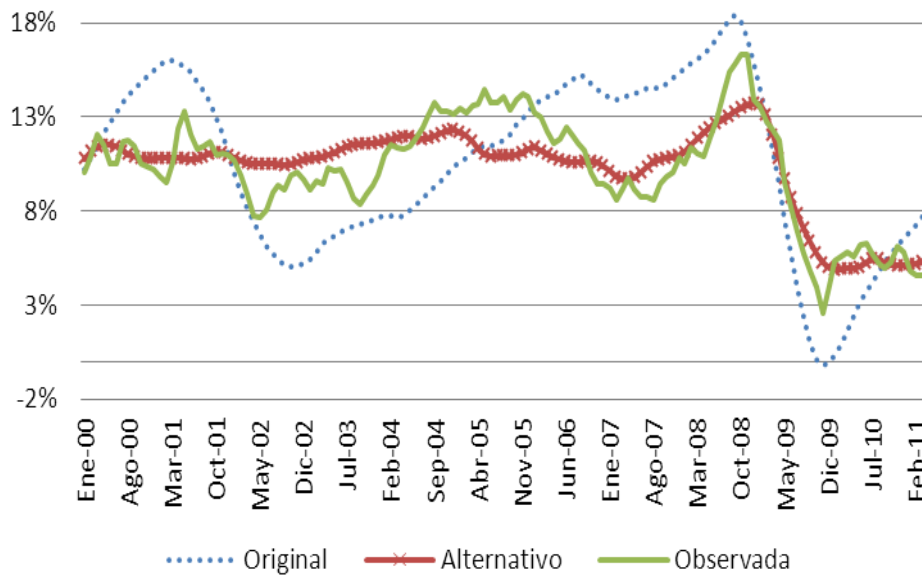
³ Este dato se toma de la encuesta de expectativas de inflación.

Gráfico1. Tasas de inflación interanual observada y pronóstico estático según modelo.
(2000m1-2011m4)



Como un segundo punto de comparación, se puede observar que el modelo alternativo ajusta mejor la inflación efectiva cuando se realiza un pronóstico dinámico, tal y como lo muestran el Gráfico 2 y el Cuadro 1.

Gráfico2. Tasas de inflación interanual observada y pronóstico dinámico según modelo.
(2000m1-2011m4)



El siguiente cuadro resume las características de cada uno de los modelos. También se presenta la capacidad de ajuste de ambos modelos representada por el cálculo de la raíz del error cuadrático medio (RECM) y U de Theil, para cada uno de los casos.

Cuadro 1. Modelos VAR para pronósticos de inflación

MODELO	VAR ORIGINAL	ALTERNATIVO
Período efectivo	1990m6- 2011m4	2000m1- 2011m4
# Observaciones	251	136
Variables endógenas	dlipc dlimae dltc dlcpri tbc1	dlipc dlcpri dlimae
Variables exógenas	c dlippusa du_96	c inf_ext(-3) tbill du_09 dltc tr2
Rezagos	1-3, 5	1-3.
Endogeneidad dlipc	SI	SI
Estabilidad	SI	SI
Autocorrelación	NO	NO
Normalidad	NO	SI
Heterocedasticidad	SI	NO
RECM: Pronóstico estático para toda la muestra	0.0077	0.0058
RECM: Pronóstico estático para el período de banda cambiaria	0.0061	0.0063
RECM: Pronóstico dinámico para toda la muestra	0.0356	0.0144
RECM: Pronóstico dinámico para el período de banda cambiaria	0.0377	0.0117

U de Theil para toda la muestra	0.1293	0.0676
U de Theil para el período de banda cambiaria	0.1755	0.0615
U de Theil a partir de 2009	0.2055	0.0664
U de Theil a partir de 2010	0.2624	0.0647

En el cuadro anterior se puede observar que el modelo alternativo supera el ajuste del modelo actual en casi todos los casos, tanto cuando se toma en cuenta la muestra completa, como cuando se evalúa únicamente un período más reciente. Además, el coeficiente U de Theil nos dice que el modelo alternativo predice mejor la inflación en Costa Rica.

5. Consideraciones finales

El modelo alternativo propuesto en este trabajo resultó estable, con residuos normales, ausencia de autocorrelación, endogeneidad de la inflación medida por el IPC y ausencia de heterocedasticidad. Asimismo, posee mejor capacidad de pronóstico que el modelo actualmente utilizado tanto para toda la muestra como al final de la misma, por lo que se considera más apropiado para la proyección de la inflación de corto plazo.

6. Bibliografía

- Hoffmaister, Saborío, Solano y Solera (2001). *“Combinación de las proyecciones de inflación”*. Nota de Investigación No. 01-01, División Económica, Banco Central de Costa Rica, mayo.
- Flores, Hoffmaister, Madrigal y Villalobos (2000). *“Transmisión monetaria en Costa Rica”*, Nota de Investigación No. 3-00. División Económica, Banco Central de Costa Rica, Setiembre.
- 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 Torres, Carlos (2007). *“Validación del modelo VAR lineal de mecanismos de transmisión de la política monetaria”*. DIE-37-2007-IT. Departamento de Investigación Económica, Banco Central de Costa Rica, julio.
- Tenorio Cháves, 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

En esta sección, se realizan pruebas para verificar las propiedades econométricas del modelo de proyección de la inflación propuesto por Mora y Torres (2007) pero con datos actualizados hasta abril de 2011.

7.1.1. Orden de los rezagos

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

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	880.122	NA	6.69E-10	-6.936468	-6.653127	-6.822406
1	2271.762	2682.274	1.09E-14	-17.95776	-17.32024	-17.70112
2	2358.621	163.9111	6.64E-15	-18.45662	-17.4649*	-18.05740*
3	2395.52	68.14379	6.04E-15	-18.55258	-17.20671	-18.01078
4	2423.304	50.19149	5.91e-15*	-18.57504*	-16.87499	-17.89066
5	2446.537	41.03122*	6.01E-15	-18.56078	-16.50656	-17.73383
6	2462.39	27.35924	6.50E-15	-18.48701	-16.07862	-17.51748
7	2483.509	35.5962	6.73E-15	-18.45572	-15.69314	-17.34361
8	2494.308	17.76548	7.59E-15	-18.34119	-15.22444	-17.0865

*Indica el orden de rezagos seleccionado por el criterio.

7.1.2. Exclusión de rezagos

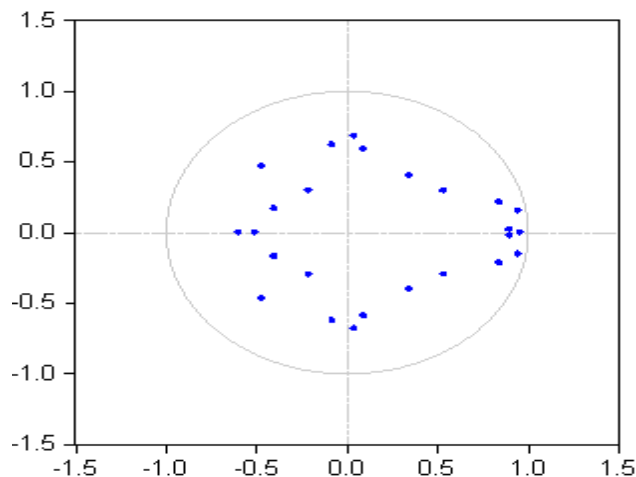
Cuadro 2A. Prueba de Wald de exclusión de rezagos

	DLIPC	DLIMAE	DLTC	DLCPRI	TBC1	Conjunta
Rezago 1	397.9902	31.45387	369.2648	261.249	257.0626	1284.591
	[0.00000]	[7.62e-06]	[0.000000]	[0.000000]	[0.00000]	[0.00000]
Rezago 2	22.80759	3.511046	9.958464	5.401405	2.572004	43.69127
	[0.00036]	[0.62171]	[0.07642]	[0.368878]	[0.76561]	[0.01174]
Rezago 3	7.813459	11.44071	4.759776	5.945624	7.156794	36.39018
	[0.16682]	[0.04330]	[0.445895]	[0.311546]	[0.20923]	[0.06588]
Rezago 4	1.11052	4.82589	4.935744	3.362473	2.335518	16.67282
	[0.95316]	[0.43749]	[0.423772]	[0.644292]	[0.80103]	[0.89331]
Rezago 5	12.67499	13.43588	5.031381	8.89839	4.348071	42.35037
	[0.02662]	[0.01962]	[0.412062]	[0.113186]	[0.50046]	[0.01647]
gl	5	5	5	5	5	25

Esta prueba sugiere la exclusión del cuarto rezagos si se toma un nivel de significancia del 10%. Se especifica el modelo utilizando los primeros tres rezagos, junto con el quinto rezago.

7.1.3. Prueba de estabilidad

Cuadro 3A. Raíces inversas 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	gl	Prob.
1	15.12	2	0.0005
2	7.56	2	0.0229
3	344.54	2	0.0000
4	131.62	2	0.0000
5	197.96	2	0.0000
Conjunta	696.7887	10	0.0000

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).

Rezago	LM-Estad	Prob.
1	22.52546	0.6053
2	17.87542	0.8476
3	20.17694	0.7375
4	22.68232	0.5961
5	22.55785	0.6034
6	31.56056	0.1711
7	31.63413	0.1689
8	17.93317	0.8452
9	25.83661	0.4164
10	14.20209	0.9581
11	33.9605	0.1088

No existe autocorrelación de ningún orden.

7.1.6. Prueba de heterocedasticidad

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

Chi-cuad	gl	Prob.
935.6783	675	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-cuad	gl	Prob.
DLIMAE	9.013755	4	0.0608
DLTC	9.697282	4	0.0458
DLCPRI	7.068516	4	0.1323
TBC1	7.245782	4	0.1235
Todos	39.17797	16	0.0010

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. Criterio de selección del orden de los rezagos

Rezago	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	857.2427	NA	8.76E-10	-12.3418	-11.95631	-12.18515
1	1160.728	566.8035	1.15E-11	-16.67247	-16.0942*	-16.43749
2	1177.754	31.04732	1.03E-11	-16.7905	-16.0195	-16.47719*
3	1188.305	18.77547*	1.00e-11*	-16.81332*	-15.84957	-16.42167
4	1192.288	6.91011	1.08E-11	-16.73952	-15.58303	-16.26955
5	1198.479	10.47056	1.13E-11	-16.69822	-15.34897	-16.14992
6	1206.242	12.78657	1.16E-11	-16.68003	-15.13804	-16.0534
7	1212.104	9.396859	1.22E-11	-16.63389	-14.89914	-15.92893
8	1220.535	13.14176	1.24E-11	-16.62551	-14.69802	-15.84223

*Indica el orden de rezagos seleccionado por el criterio.

La mayor parte de los criterios sugiere la utilización de tres rezagos en el modelo.

7.2.2. Exclusión de rezagos

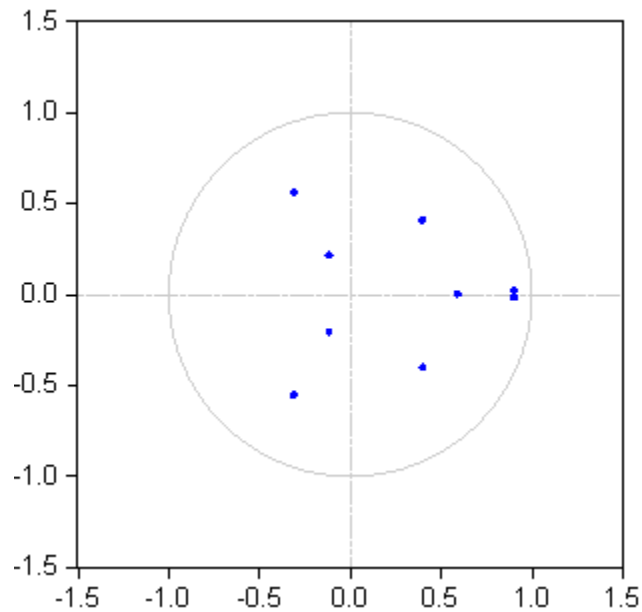
Cuadro 9A. Prueba de Wald de exclusión de rezagos.

	IPC_EXTERNO	DLPCONS	DLIPC	Conjunta
Rezago 1	197.0007	141.5985	5.855219	343.4712
Prob.	[0.000000]	[0.000000]	[0.118871]	[0.000000]
Rezago 2	12.8575	5.118116	0.573238	18.15558
Prob.	[0.004955]	[0.163350]	[0.902531]	[0.033411]
Rezago 3	7.564661	2.321672	9.604111	19.68461
Prob.	[0.055920]	[0.508382]	[0.022249]	[0.019962]
gl	3	3	3	9

Los tres rezagos resultan ser significativos; por tanto, se incluyen en la especificación del modelo.

7.2.3. Prueba de estabilidad

Cuadro 10A. Raíces inversas del polinomio autorregresivo



Como se puede observar, 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)

Componente	Jarque-Bera	gl	Prob.
1	1.46	2	0.48250
2	0.80	2	0.67150
3	8.91	2	0.01160
Conjunta	8.16	4	0.08590

No se rechaza al 5% de significancia que 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-Estad	Prob.
1	16.7254	0.0532
2	10.8760	0.2843
3	7.3388	0.6019
4	9.0476	0.4329
5	16.0942	0.0649
6	6.5964	0.6791
7	17.5738	0.0405
8	8.3959	0.4948
9	15.5858	0.0761
10	5.9559	0.7443
11	10.4839	0.3127

Al 5% de significancia únicamente se observa autocorrelación con el séptimo rezago.

7.2.6. Prueba de heterocedasticidad

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

Chi-cuad	gl	Prob.
179.4189	162	0.1656

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

Excluido	Chi-cuad	gl	Prob.
DLCPRI	6.759486	3	0.0800
DLIMAE	8.87884	3	0.0309
Todos	12.3418	6	0.0548

Se considera a la tasa de inflación interanual como una variable endógena en el modelo.