BANCO CENTRAL DE COSTA RICA

DOCUMENTO DE TRABAJO
N.º 024 | 2019

Hipótesis de racionalidad y modelación del proceso de formación de expectativas de inflación en Costa Rica

Manfred Esquivel

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

Hipótesis de racionalidad y modelación del proceso de formación de expectativas de inflación en Costa Rica

Manfred Esquivel*

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

Resumen

Este documento somete a prueba el cumplimiento de la Hipótesis de Expectativas Racionales (HER) en las series de expectativas de inflación que colecta, mediante encuestas, el Banco Central de Costa Rica. Se aplica una serie de test bajo supuestos alternativos respecto a las propiedades de estacionariedad de las series. Las pruebas difieren de las aplicadas en trabajos previos para la economía costarricense. En caso de cointegración, se utiliza la técnica de mínimos cuadrados completamente modificados de Phillips-Hansen (1990) para lograr mayor robustez en las pruebas de hipótesis. Los contrastes se aplican sobre tres series distintas de expectativas, dos de ellas trimestrales (con horizontes de un año y un trimestre) y una tercera mensual con horizonte de un año. La evidencia no favorece el cumplimiento de la HER para ninguna de las series evaluadas.

El documento también ajusta una ecuación de expectativas que, estimada por el método generalizado de momentos y haciendo uso de variables estandarizadas, permite determinar que la mayor influencia sobre la serie observada de expectativas proviene del desvío de la inflación observada respecto a la meta inflacionaria. A esta le siguen, en orden de importancia, la meta inflacionaria y la inflación importada en moneda doméstica.

Palabras clave: Expectativas racionales, Inflación.
Clasificación JEL: E31, E52, E59.

* Departamento de Investigación Económica. División Económica, BCCR. esquivelmm@bccr.fi.cr

Rationality Hypothesis and a Model of Inflation Expectations in Costa Rica

Manfred Esquivel[†]

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

Abstract

This paper tests whether inflation expectations collected through polls by the Central Bank behave in accordance to the Rational Expectation Hypothesis (REH). A set of test that have not been applied to Costa Rican data are carried out under alternative assumptions about the stationarity properties of the series involved. If there is evidence of cointegration, Phillips-Hansen (1990) Fully Modified Least Squares (FMLS) technique is used for achieving robustness in hypothesis testing. Three series of inflation expectations are subject to examination, two of them quarterly collected (one year and a quarter ahead expectation) and a monthly one-year-ahead expectation series. Analyzed data does not support the REH in either case.

The document also fits an equation of inflation expectations with standardized variables by using the generalized method of moments. Such equation allows the ranking of variables according to how much influence they have on inflation expectations. The deviation of inflation target from actual inflation has the higher impact, followed by the target itself and imported inflation in terms of domestic currency.

Key words: Rational expectations, Inflation.
JEL codes: E31, E52, E59.

[†] Department of Economic Research. Email address esquivelmm@bccr.fi.cr

1 Introducción

La hipótesis de expectativas racionales (HER) ha sido un concepto muy influyente en la macroeconomía moderna. Desde su introducción por parte de Muth (1961) y las extensiones de Phelps (1964) y Friedman (1968) es casi de aceptación generalizada que los agentes reaccionarán racionalmente ajustando sus expectativas de inflación según las modificaciones de política. Tal reacción neutraliza los efectos de una activa política de estabilización. Barro y Gordon (1983) fueron un paso más allá apuntando que si las expectativas son racionales, podría existir un sesgo inflacionario en la política monetaria. Entender la forma en que se comportan las expectativas de inflación es relevante en la determinación de los resultados de las acciones de política.

Si los postulados de estos trabajos seminales son ciertos, una prueba sencilla sobre la HER podría consistir en examinar si en el largo plazo la inflación no ha incrementado el producto. Si este fuera el caso, se tendría una condición necesaria pero no suficiente para satisfacer la HER. En vista de lo anterior, la mayor parte de la literatura al respecto ha tomado una vía distinta para someter a prueba la HER, en lugar de inferir el comportamiento de las expectativas a partir de ciertos resultados macroeconómicos, se han efectuado pruebas a partir de mediciones extraídas directamente de los agentes económicos.

La evidencia internacional recolectada en estudios sobre el tema es variada en cuanto a dar soporte o rechazar la HER. Entre los estudios que no rechazan la HER se pueden mencionar a Pacquet (1992) quien usa datos de la encuesta Livingston de Estados Unidos; Keane y Runkle (1990) los que utilizan un panel de datos sobre expectativas de inflación provenientes de analistas profesionales; Razzak (1997), quien con datos para Nueva Zelanda tampoco rechaza la HER. Por otra parte, de los estudios que no respaldan racionalidad en las expectativas se pueden enumerar los siguientes: Visco (1984), que utiliza datos sobre pronósticos de economistas profesionales en los países bajos; Baghestani (1992), con datos sobre expectativas de inflación en Estados Unidos recolectados por el Centro de Encuestas e Investigación de la Universidad de Michigan; Batchelor y Dua (1987), quienes usan datos del Reino Unido.

A fines de la década de los 90 Clarida, Galí y Gertler (1999, 2001) incorporan, en modelos de oferta agregada de corto plazo, el tema de las expectativas inflacionarias y sus implicaciones sobre la política monetaria con el planteamiento de la que hoy es conocida como la *nueva curva de Phillips neokeynesiana.* Asimismo han surgido trabajos empíricos en los que se postula el canal de las expectativas como un mecanismo de transmisión adicional de la política monetaria[1].

El rasgo distintivo del canal de las expectativas es su potencial rapidez en afectar las variables objetivo. Si existe credibilidad en la autoridad monetaria, sus señales se transmitirán directamente a los agentes económicos, con lo que se potencia la efectividad de las acciones de política. En este sentido es importante investigar los principales determinantes en el proceso de formación de expectativas y garantizar que la ecuación que se incorpora en el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT) del Banco Central refleje el mejor conocimiento que se tiene de la gestación de este proceso.

[1] King (1994) por ejemplo

En este documento se aplica un conjunto de pruebas que pretenden corroborar el cumplimiento del principio de racionalidad en las series de expectativas de inflación elaboradas por el Banco Central de Costa Rica mediante encuestas. Las pruebas utilizadas difieren de las aplicadas en trabajos previos[2] e internalizan las propiedades de estacionariedad identificadas para las series. Con el instrumental utilizado no fue posible encontrar evidencia que apoye el cumplimiento de la HER.

En el trabajo además se ajusta una ecuación que modela el proceso de formación de tales expectativas. Esta ecuación forma parte integral del MMPT y fue originalmente estimada con una muestra trimestral de 27 observaciones (IV-1999 a II-2006)[3]. Una posterior validación agregó 6 observaciones (III-2006 a IV-2007) sin mayores modificaciones en las series utilizadas o en los resultados[4]. En estos dos trabajos previos se sugería que la meta inflacionaria ejercía la mayor influencia sobre la variabilidad de la expectativa inflacionaria. Como se mostrará adelante, los resultados de este estudio sugieren que el desvío de la inflación efectiva respecto a la meta inflacionaria es la variable que mayor impacto tiene sobre la expectativa. La meta inflacionaria del Banco Central, así como la variable compuesta de inflación importada en moneda doméstica, siguen siendo significativas en la explicación de la variabilidad de las expectativas.

El documento se organiza de la siguiente forma: luego de la presentación, en la sección 2 se describen las series utilizadas y se efectúan algunos test econométricos para evaluar el cumplimiento de la HER. En la sección 3 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación de expectativas de inflación. La sección 4 resume las principales conclusiones. Finalmente las secciones 5 y 6 se dedican a referencias bibliográficas y anexos respectivamente.

[2] Ver Muñoz y Torres (2006).
[3] Ver Muñoz y Torres op. cit.
[4] Ver Muñoz (2008).

2 Pruebas econométricas sobre la hipótesis de expectativas racionales

Para que las expectativas de inflación sean racionales, éstas deben ser insesgadas y predictoras eficientes de la inflación observada. Para el insesgamiento se requiere que la inflación observada sea, en promedio igual a la expectativa de inflación, y, periodo a periodo, igual a la expectativa más un error aleatorio de pronóstico. En otras palabras, el insesgamiento asegura que los agentes no comenten errores sistemáticos al formular sus expectativas. Por su parte, la eficiencia implica que los agentes utilizan eficazmente toda la información disponible al momento de formar su expectativa. Para la eficiencia se requiere que el error de pronóstico no se correlacione con el set de información que manejan los agentes al formar su expectativa.

El grado de integración de la serie de expectativa y su contraparte de inflación efectiva debe determinar qué tipo aproximación econométrica minimiza el riesgo de sesgos en las conclusiones obtenidas en las pruebas de hipótesis. En vista de lo anterior, la HER se someterá a prueba aplicando metodologías alternativas que consideren las propiedades de estacionariedad de las series en cuestión.

Bajo el supuesto de estacionariedad, el contraste de insesgamiento consiste en demostrar que en una regresión simple de la forma $\underset{t-1}{E}\ \pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \mu_t$, no se rechaza la hipótesis nula de que $\beta_0, \beta_1 = 0,1$. Por su parte, la propiedad de eficiencia se cumple cuando el término de error μ_t no está correlacionado con sus propios rezagos ni con la información disponible al momento de efectuar la expectativa.

Si por el contrario se asume que ambas series (expectativa e inflación efectiva) son I(1), la HER implicaría que no debe haber divergencia de largo plazo entre ambas; además que las innovaciones en una de ellas deberían reflejarse en innovaciones similares en la otra. Es decir, que las series cointegran y que el vector de cointegración tiene constante igual a cero y coeficiente unitario. Para este caso se aplica lo recomendado por Inder (1993) en la modelación del largo plazo: utilizar una única ecuación que modele tanto el largo plazo como la dinámica de corto aplicando el método de *mínimos cuadrados completamente modificados*[5] de Phillips-Hansen(1990). Tal procedimiento lidia con los problemas de autocorrelación de las perturbaciones y la posible endogeneidad de los regresores. Lo anterior permitiendo llevar a cabo inferencia y de esta forma someter a prueba la hipótesis de racionalidad e insesgamiento de las expectativas.

[5] De la expresión en inglés *Fully Modified Least Squares (FMLS).*

2.1 Los datos

Para someter a prueba la HER, en este trabajo se utilizarán datos trimestrales y mensuales sobre expectativas de inflación provenientes, respectivamente, de la *Encuesta trimestral sobre perspectivas económicas* y de la *Encuesta mensual de expectativas de inflación y de variación del tipo de cambio,* ambas aplicadas por la División Económica del Banco Central de Costa Rica.

En el caso de la encuesta trimestral, esta se efectúa desde finales del año 2002[6]. Para el periodo IV-2002 a IV-2005, cuando se consultaba en cada trimestre por la inflación interanual esperada para el primer semestre y la del total del año en curso, se interpolaron los datos según la metodología explicada en Muñoz y Torres (2006) para lograr una serie trimestral de la expectativa de variación interanual de precios. Desde el I-2006 se tienen datos sobre expectativas a horizontes fijos de 6, 12 y 24 meses por lo que esta interpolación no es necesaria. El único supuesto para obtener una serie trimestral es que la expectativa a 6 meses se distribuye uniformemente entre los dos trimestres contenidos. Bajo estos términos, la extensión de la serie trimestral de expectativas con que se trabaja corresponde al periodo IV-1999 a IV-2008.

En cuanto a la encuesta mensual, esta se efectúa desde enero de 2006. En este caso, desde el inicio de la aplicación del instrumento se consulta por la variación interanual esperada de precios a un horizonte fijo de 12 meses, de modo que no es necesaria ninguna interpolación de datos para obtener la serie de interés. El periodo cubierto por la muestra mensual abarca entonces de enero 2006 a diciembre 2008.

Debe anotarse que para el caso trimestral, se distinguen dos horizontes de pronóstico, a un año plazo y a tres meses. El primero de ellos corresponde a la serie analizada por Muñoz y Torres (2006) op. cit . mientras que el segundo es sugerido por el autor en razón de que, como se verá más adelante, se encuentra una relación inversa entre la inflación efectiva y la expectativa trimestral de inflación a un horizonte de un año.

Para resumir, se trabajarán 3 series de expectativas que denotaremos $\underset{t}{E}\ \pi_{t+i}$ donde i=1,4,12 correspondiendo todas a expectativa de inflación interanual con base en la información disponible en t. Los dos primeros casos (i = 1,4) son series trimestrales de expectativa a plazos de uno y cuatro trimestres respectivamente y la muestra utilizada corresponde al periodo IV-1999 – IV-2008. El tercer caso (i = 12) corresponde la serie mensual de expectativas a 12 meses plazo y la muestra abarca de enero 2006 a diciembre 2008.

[6] Con el objeto de incrementar los grados de libertad en las pruebas estadísticas, se extendió la serie de expectativas hasta el IV-1999 con información proveniente de la encuesta bianual que aplica la Unión de Cámaras y Asociaciones de la Empresa Privada (UCAEP) entre sus afiliados.

2.2 Pruebas de raíz unitaria

Para corroborar el grado de integración de las series de inflación y expectativa inflacionaria, y procurando una conclusión robusta, se llevaron a cabo dos baterías de pruebas. Por un lado las tradicionales pruebas de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentado (ADF) y Phillips-Perron (PP), ambas bajo supuestos alternativos sobre intercepto y tendencia lineal como variables exógenas. Por otra parte, las pruebas de Zivot & Andrews y Perron (1997) que controlan por un eventual cambio estructural en tendencia o intercepto y tendencia. Los cuadros A1 a A3 del anexo A contienen los resultados de estos dos grupos de pruebas.

Según el test ADF, cuyos *p-values* se muestran en el cuadro A1, de las series con periodicidad trimestral, tanto la inflación como la expectativa a un año (i=4) resultaron estacionarias considerando solo intercepto e intercepto y tendencia como variables exógenas. La expectativa trimestral a un horizonte de un trimestre (i=1), así como las series mensuales de inflación observada y de expectativa (i=12) resultaron no estacionarias según esta prueba. El test de Phillips-Perron, mostrado también en el cuadro A1, no rechaza, para ninguna de las series ni para alguno de los casos, la hipótesis de raíz unitaria.

El cuadro A2 contiene los resultados de la prueba de Zivot y Andrews. Consistentemente se rechaza la no estacionariedad de las series trimestrales de inflación y expectativas a un año (i=4) para el periodo que va del año 2000 al 2008. Lo opuesto sucede, para el mismo lapso, con la serie trimestral de expectativa con horizonte de un trimestre (i=1) y las series mensuales de inflación y expectativa a un año (i=12) en el periodo 2006-2008; en tales casos la evidencia sugiere no estacionariedad.

Por último, según el contenido del cuadro A3, la prueba de Perron (1997) rechaza la hipótesis de raíz unitaria de las series trimestrales de inflación y de expectativa a un año (i=4). Para el resto de las series no se encuentra evidencia que favorezca estacionariedad.

Un resumen de las conclusiones obtenidas a partir de las pruebas aplicadas se muestra a continuación en el Cuadro 1:

Cuadro 1

Resumen de propiedades estacionarias de las series analizadas

	Inflación		Expectativas		
			Trimestral		Mensual
	Trimestral	Mensual	A un trim.	A 4 trim.	A 12 meses
ADF	I(0)			I(0)	
PP					
Zivot & Andre	I(0)			I(0)	
Perron (97)	I(0)			I(0)	

Los resultados anteriores constituyen una guía para seleccionar el método más adecuado para aplicar las pruebas de racionalidad. Puesto que las series trimestrales de inflación y expectativa a un año son identificadas mayoritariamente como estacionarias, se procederá con mínimos cuadrados ordinarios para efectuar las pruebas requeridas. Para el resto de las series, en razón de la presencia de raíces unitarias, el enfoque se dirigirá hacia analizar la presencia de cointegración y probar el insesgamiento de las expectativas en un marco acorde.

2.3 Test sobre la HER

2.3.1 Serie trimestral de inflación con horizonte de un año

Si las series de expectativas e inflación son estacionarias, las pruebas sobre la HER pasarían por corroborar el insesgamiento y eficiencia mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO) aplicados a una ecuación con la siguiente forma general:

$$\underset{t-i}{E}\ \pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_t + \mu_t \qquad (2.1)$$

Según lo reportado en la sección anterior, corresponde aplicar este enfoque para el caso de la serie trimestral de expectativa un año plazo (*i* =4) junto con la respectiva serie trimestral de inflación. Este caso es comparable con el analizado por Muñoz y Torres op. cit. teniendo en cuenta la mayor cantidad de observaciones disponibles hasta diciembre de 2008.

Se tendría evidencia a favor del insesgamiento en caso de que no se rechace la hipótesis conjunta de que $\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$. Por otra parte, se tendría una serie de expectativas eficiente si los errores μ_t no presentasen autocorrelación ni asociación lineal con la información disponible al momento de realizar la expectativa.

Al estimar (2.1) por MCO se obtiene los resultados que se muestran en el cuadro 2.

Cuadro 2

Regresión de expectativas a un año en inflación efectiva

Principales resultados por MCO

Variable dependiente: EXPECTATIVA (i = 4)
Método: Mínimos cuadrados
Muestra: 1999Q4-2008Q4

Variable	Coef	Error Std	T-Stat	Signif
Constante	0.14436	0.00745	19.36801	0.00000
INFLACIÓN	-0.31746	0.06551	-4.84587	0.00000
R-Cuadrado ajustado	0.32			

Lo primero y más evidente es el signo del coeficiente de inflación que es claramente distinto al esperado. Esto de entrada es un indicio que no respalda la HER. Tal evidencia se confirma al aplicar un test de Wald sobre la hipótesis conjunta de insesgamiento ($\beta_0 = 0$ y $\beta_1 = 1$) cuyos resultados se incluyen en el cuadro 3. Se aprecia como la prueba rechaza la hipótesis nula. Debe anotarse que los residuos de la regresión anterior cumplen con el supuesto de normalidad según el estadístico Jarque Bera como se puede ver en el anexo B.

Cuadro 3

Prueba de Wald sobre coeficientes restringidos

Test Estadíticos	Valor	G.Lib	Prob
Ji cuadrado	407.8348	2	0.00

Ho: (βo,β1)=(0,1)

Para evaluar la eficiencia de las expectativas se procede en primer lugar a regresar la serie de residuos de la ecuación (2.1) usando como variables explicativas una constante y la última información disponible al momento de realizar la expectativa. En este caso la última información disponible es la inflación observada rezagada un periodo. Así, la ecuación estimada corresponde a la siguiente:

$$\mu_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (2.2)$$

Donde se asume que el término de error ε_t es ruido blanco.

Cuadro 4

Prueba de eficiencia en las expectativas

Variable dependiente: RESIDUOS(2.1)				
Método: Mínimos Cuadrados				
Variable	Coeficiente	Error Std.	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.004016	0.00839	-0.478696	0.6351
INFLA(-1)	0.03649	0.074134	0.49222	0.6256
R cuadrado	0.005711			

Aplicar MCO a (2.2) rinde los resultados incluidos en el cuadro 4. El que no sea posible rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente asociado a la inflación rezagada es cero constituye evidencia que favorece el cumplimiento de la propiedad de eficiencia de las expectativas. Sin embargo, como lo muestran los cuadros 5 y 6, los residuos de (2.1) están autocorrelacionados. De modo que no podría afirmarse en definitiva, que hay un uso eficiente de la información por parte de los agentes al formular sus expectativas de inflación.

Cuadro 5

Correlograma de residuos

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.593	0.593	14.107	0.000
		2	0.305	-0.073	17.939	0.000
		3	0.168	0.027	19.143	0.000
		4	-0.090	-0.289	19.498	0.001
		5	-0.196	-0.019	21.233	0.001
		6	-0.193	-0.029	22.968	0.001
		7	-0.289	-0.177	26.975	0.000
		8	-0.294	-0.069	31.261	0.000
		9	-0.302	-0.181	35.959	0.000
		10	-0.233	0.055	38.862	0.000
		11	0.013	0.211	38.872	0.000
		12	0.077	-0.108	39.212	0.000
		13	-0.018	-0.249	39.232	0.000
		14	-0.011	-0.091	39.239	0.000
		15	-0.064	-0.045	39.507	0.001
		16	-0.099	0.009	40.175	0.001

Cuadro 6

Prueba LM de correlación serial de Breusch-Godfrey

K=rezagos en regresión auxiliar	Obs*R cuadrado	Prob. Ji cuadrada
5	15.82843	0.0074
4	15.60968	0.0036
3	13.41674	0.0038
2	13.33709	0.0013
1	13.24551	0.0003

Ho: No existe correlación serial de orden k

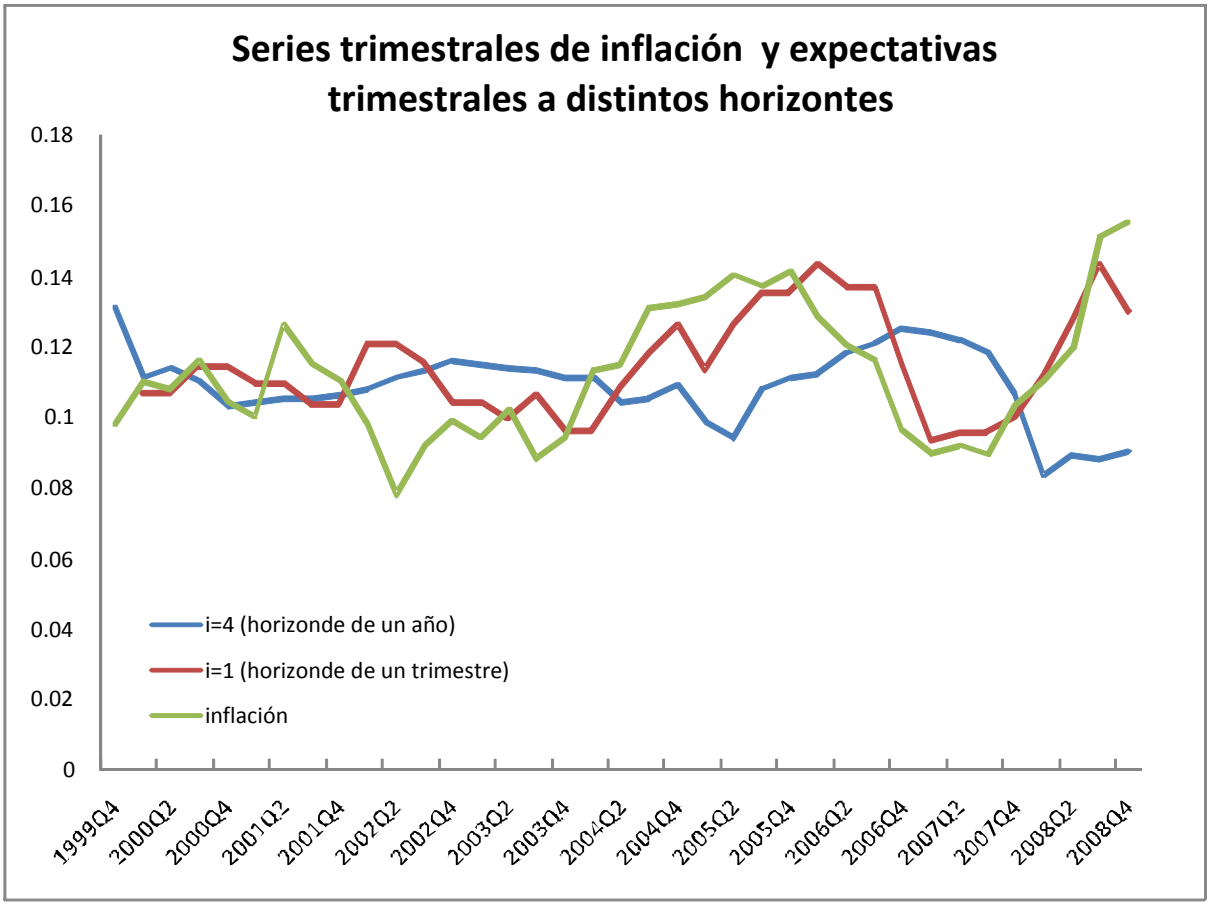
En razón del rechazo del insesgamiento y de la eficiencia de la serie trimestral de expectativa de inflación a un año, no parece haber evidencia que favorezca el cumplimiento de la hipótesis de racionalidad. Esto contrasta con la conclusión alcanzada por Muñoz y Torres (op. cit.) quienes, debe anotarse, basan sus pruebas en la comprobación de que la serie de error de predicción de la expectativa, construida como la diferencia entre la expectativa de inflación y la inflación observada, tiene media cero.

2.3.2 Serie trimestral de inflación con horizonte de un trimestre

El hecho de haber obtenido un signo contrario al esperado al estimar la ecuación (2.1) constituye la motivación para corroborar si tal comportamiento, y la conclusión asociada de rechazo de la HER, provienen de usar un horizonte de pronóstico muy extenso en la formación de la expectativa. Un sencillo contraste gráfico sugiere una mayor asociación de la serie de inflación efectiva y expectativas a un trimestre (i =1), esto se aprecia en el gráfico 1. En razón de lo anterior se procede a realizar los test de insesgamiento y eficiencia para estas dos series.

Nótese que la aplicación de las pruebas de racionalidad sobre la serie de expectativa a un trimestre tiene implícita una hipótesis empírica de fondo: los agentes forman sus expectativas en respuesta a los fenómenos más recientes. En otras palabras, la información más relevante al formar su expectativa podría ser la última disponible. Específicamente, los datos más recientes de inflación efectiva podrían estar moldeando la expectativa de inflación reportada en la encuesta, sea esta a un horizonte de un trimestre o de un año. En el entendido de que la inflación efectiva pueda ser descrita como un proceso autoregresivo estacionario, los choques que la afectan tienden a impactar con mayor fuerza periodos inmediatamente posteriores y a diluirse con el tiempo. De ser este el caso, expectativas con horizontes cortos tendrán una mayor asociación con la inflación observada.

En apariencia las series parecen tener un orden de integración distinto, sin embargo, la prueba de PP denota a ambas como series no estacionarias. Adicionalmente, según muestra el anexo C existe evidencia para no rechazar la hipótesis de que hay al menos un vector de cointegración entre estas dos series. En vista de lo anterior y en procura de una conclusión robusta respecto a los test de racionalidad, se efectúan las pruebas de insesgamiento y eficiencia bajo dos escenarios alternativos, a saber: series estacionarias, en cuyo caso una aproximación por MCO sería adecuada; y asumiendo cointegración, la cual requiere algún método que subsane los problemas de falta de eficiencia de los estimadores de MCO en este contexto.



2.3.2.1 Pruebas de racionalidad asumiendo estacionariedad de las series

En un contexto de estacionariedad las pruebas que se efectúan son las mismas que para el caso de expectativa trimestral a un año plazo. Para corroborar insesgamiento y eficiencia la ecuación a estimar tiene la forma general de (2.1), con *i*=1.
Los resultados de estimación se encuentran en el cuadro 7 y señalan, de entrada, una modificación en el signo asociado al coeficiente de inflación que es ahora positivo como se esperaría.

Cuadro 7

Regresión de expectativas a un trimestre en inflación efectiva. Principales resultados por MCO

Variable dependiente: EXPECTATIVA (i=1)
Método: Mínimos cuadrados
Muestra: 2000Q1-2008Q4

Variable	Coef	Error Std.	T-Stat	Signif
Constante	0.05736	0.01110	5.16937	0.00000
INFLA	0.50609	0.09739	5.19632	0.00000
R cuadrado ajust.	0.426246			

Para evaluar el insesgamiento, al igual que en el caso anterior, se aplica una prueba de Wald sobre la hipótesis conjunta de que los coeficientes de constante y el asociado a inflación son cero y uno respectivamente. El cuadro 8 muestra los resultados que no permiten sostener tal hipótesis. Valga aclarar que, de acuerdo a lo mostrado en el cuadro B2 del anexo B, los residuos de regresión cumplen también en este caso con la normalidad requerida para aplicar estas pruebas.

Cuadro 8

Prueba de Wald sobre coeficientes restringidos

Test Esatdístico	Valor	G. Lib.	Probabilidad
Ji cuadrada	25.48985	1	0.00

Ho: (Bo, B1)=(0,1)

El procedimiento para evaluar eficiencia es el mismo que el descrito anteriormente para la serie de expectativas *i*=4. Al regresar los residuos de la ecuación (2.1) con *i*=1 en una constante y la inflación observada del periodo inmediato anterior se obtienen los resultados contenidos en el cuadro 9.

Cuadro 9

Prueba de eficiencia en las expectativas a un trimestre

Variable Dependiente: RESIDUOS(2.1)
Método: Mínimos cuadrados
Muestra: 2000Q1 2008Q4

Variable	Coeficiente	Error Std.	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.018736	0.011277	-1.661425	0.1058
INFLA(-1)	0.169118	0.100552	1.681904	0.1018
R cuadrado ajust.	0.049657			

Al igual que con la serie de expectativa a un año, la expectativa a un trimestre tampoco cumple con la propiedad de eficiencia puesto que, si bien el coeficiente asociado a la inflación rezagada es estadísticamente igual a cero, existe evidencia de autocorrelación en los residuos de acuerdo a lo mostrado en los cuadros 10 y 11.

Cuadro 10

Correlograma de residuos

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.521	0.521	10.604	0.001
		2	0.037	-0.322	10.658	0.005
		3	-0.215	-0.111	12.572	0.006
		4	-0.221	-0.022	14.668	0.005
		5	-0.134	-0.044	15.456	0.009
		6	-0.194	-0.255	17.169	0.009
		7	-0.176	-0.001	18.629	0.009
		8	-0.224	-0.259	21.076	0.007
		9	-0.194	-0.104	22.986	0.006
		10	-0.093	-0.094	23.444	0.009
		11	-0.099	-0.270	23.980	0.013
		12	-0.010	-0.060	23.986	0.020
		13	0.026	-0.179	24.024	0.031
		14	0.174	0.030	25.910	0.027
		15	0.339	0.102	33.403	0.004
		16	0.246	-0.160	37.558	0.002

Cuadro 11

Prueba LM de correlación serial de Breusch-Godfrey

K=rezagos en regresión auxiliar	Obs*R cuadrado	Prob. Ji cuadrada
5	14.32574	0.0137
4	14.32214	0.0063
3	14.19363	0.0027
2	13.63882	0.0011
1	11.17395	0.0008

Ho: No existe correlación serial de orden k

2.3.2.2 Pruebas de racionalidad asumiendo no estacionariedad de las series

Engsted (1991) y Paquet (1992) argumentan cómo, en presencia de series de expectativas y de inflación que son I(1), las pruebas sobre el cumplimiento de la HER pasan primero por corroborar cointegración. Si las expectativas son racionales, no debería haber divergencia significativa entre la inflación observada y las expectativas, o lo que es lo mismo, el error de las expectativas debería ser estacionario. En segundo lugar, la prueba de insesgamiento cuando las series cointegran consiste en someter a prueba la hipótesis de que el vector de cointegración tiene constante igual a cero y pendiente unitaria.

El anexo C contiene las respectivas pruebas que permiten apoyar la hipótesis de que ambas series cointegran. A continuación se enfatiza la discusión en torno a las pruebas de insesgamiento y al método más adecuado para modelar el largo plazo en este contexto.

Si se está suponiendo que las variables son I(1), la posibilidad de correlación entre errores o entre éstos y las variables explicativas hacen poco adecuado efectuar inferencia sobre la magnitud de los coeficientes de la ecuación de largo plazo. Para confrontar tal problema, la literatura señala básicamente dos posibilidades, por un lado especificar el modelo en primeras diferencias, o bien idear alguna modificación a la matriz de varianzas y covarianzas en el VAR que corrija las violaciones de los supuestos gaussianos sobre los residuos. Adicionalmente, en este caso se enfrentan dos problemas extra: en primer lugar es muy posible que exista un proceso de media móvil en la serie de errores de regresión de la relación de largo plazo (2.1)[7], lo cual rompe los supuestos gaussianos. En segundo término, es evidente que el tamaño de muestra no es el ideal (34 observaciones), lo cual incrementa el riesgo de obtener coeficientes sesgados.

La utilización de un VAR en el estilo de Johansen y Juselius (1990) para realizar la inferencia y probar el insesgamiento no sería adecuada en el contexto recién señalado. Esta metodología requiere que el término de error en cada ecuación no presente autocorrelación y, más aún, que los términos de error de las ecuaciones no se correlacionen entre sí. En un VAR no restringido cuyos errores en la ecuación de cointegración presentan un patrón de media móvil, tales condiciones muy difícilmente se cumplirían.

Por lo anterior, la metodología propuesta por Phillips y Hansen (1990), también conocida como *Fully Modified Least Squares (FMLS),* ha sido de mucha aceptación en la literatura uniecuacional[8]. Esta aproximación corrige el potencial sesgo causado por autocorrelación en los residuos de la ecuación de largo plazo en una forma que emula el procedimiento de Phillips – Perron (1988) para probar la presencia de raíces unitarias en un contexto uniecuacional. Además, los FMLS corrigen, mediante el cómputo de la covarianza de largo plazo entre las variables regresoras y las regresadas, cualquier endogeneidad de los regresores que resulte de la existencia de una relación de cointegración.

Los resultados de la estimación de la ecuación de largo plazo siguiendo la metodología de Phillips y Hansen op.cit. se muestran en el cuadro 12[9].

---

[7] La encuesta de expectativas se realiza en los primeros días de cada trimestre, el dato que se está utilizando corresponde al cambio esperado en precios en los 12 meses que culminan al finalizar el semestre en que se realiza la pregunta. Para el momento en que se efectúa la encuesta, el último dato publicado de inflación corresponde al del mes anterior. Cualquier choque sobre la inflación que suceda entre la publicación del dato de crecimiento en precios y el final del periodo de pronóstico (un lapso que abarca 6 meses) afectará el término de error de la ecuación. En el caso de expectativas trimestrales, dos posibles choques estarían afectando el término de perturbación. De modo que μ_t será función de los choques aleatorios e independientes que sucedan en los 2 periodos previos, es decir $\mu_t = \delta_0 e_{t-1} + \delta_1 e_{t-2}$, con lo que la serie de perturbaciones podría seguir un proceso MA(2).

[8] Ver por ejemplo Ngama (1994); Moore y Copeland (1995).

[9] La estimación se efectúa utilizando la instrucción @FM en RATS. En este caso la estimación incluyó una constante y una ventana uniforme de 5 rezagos para calcular los errores estándar. Nótese que previamente debe disponerse del procedimiento programado de esta subrutina pues no es estándar al menos en la versión 6.3 del programa. El procedimiento puede obtenerse en http://www.estima.com

Cuadro 12

Ecuación de largo plazo según metodología de Phillips y Hansen (1990)

Variable dependiente: Expectativa a un trimestre
Regresión lineal - Estimación por "Fully Modified LS"
Muestra: 200Q1-2008Q4

Variable	Coef	Error Std	T-Stat	Signif
Constante	0.04963	0.01133	4.37832	0.00001
INFLACIÓN	0.57648	0.09940	5.79970	0.00000

La hipótesis de insesgamiento (intercepto igual a cero y coeficiente unitario) es fácilmente rechazada al imponer estas restricciones por separado. Para la constante basta observar el nivel de significancia del estadístico t en el cuadro 12. Al imponer un coeficiente de pendiente unitario se obtiene un estadístico de Wald χ^2_{1gl}=18.15 con un P-value asociado por mucho inferior a 0.05.

Más aún, al imponer las restricciones en forma conjunta tampoco es posible sostener la hipótesis de insesgamiento. Para esto se aplicaron dos pruebas: la primera basada en un estadístico F haciendo uso de las sumas de cuadrados restringida y no restringida; la segunda corresponde a un test de Wald estándar cuyo estadístico se distribuye asintóticamente como χ^2_{2gl} bajo la hipótesis de cumplimiento de la restricción conjunta. Los resultados de ambas pruebas se resumen en cuadro 13.

Cuadro 13

Pruebas conjuntas de coeficientes restrigindos

Prueba	Estadístico	Valor Crítico (5%)	P-Value
F	24.546	4.17	1.96E-05
Ji cuadrada	17.953	5.99	2.27E-05

Regresión original: Expectiva= Bo+B1(Inflación)
Ho: (βo,β1)=(0,1)

Según estos resultados, la hipótesis conjunta es claramente rechazada en ambas pruebas. Esta evidencia conduce a un definitivo rechazo del insesgamiento en las expectativas y por ende de la HER.

2.3.3 Serie mensual de inflación con horizonte de un año

El cuadro 1 señala que, para el periodo enero 2006 a diciembre 2008, las series mensuales de inflación y expectativa a un año no son estacionarias. En este contexto, según se comentó anteriormente, las pruebas de racionalidad deberían iniciar por corroborar la existencia de una relación de cointegración entre las series involucradas.

Los cuadros 14 a 16 contienen evidencia que no apoya tal hipótesis para estas dos series de datos. En el cuadro 14 se incluyen las pruebas de cointegración de rango no restringido de Johansen. Según este contraste, en todos los casos se rechaza la hipótesis de cointegración excepto para la especificación (3) con intercepto y sin tendencia en la ecuación de cointegración y con intercepto en el VAR. Sin embargo, el signo del coeficiente asociado a la inflación en el vector de cointegración es contrario al esperado por lo que no parece, en definitiva, existir una relación estable y con el sentido deseado entre las series mensuales no estacionarias de inflación y expectativa a un año.

Cuadro 14

Pruebas de cointegración de rango no restringida de Johansen

Especificación	Ecuaciones de cointegración bajo Ho.	Traza				Máximo Valor propio			
		Valor propio	Estadístico de trasa	Valor crítico al 0.05	Prob.**	Valor propio	Estadístico de trasa	Valor crítico al 0.05	Prob.**
1	Ninguna	0.202331	4.778207	12.3209	0.5988	0.202331	4.7473	11.2248	0.5136
	Al menos 1	0.001471	0.030907	4.129906	0.8857	0.001471	0.030907	4.129906	0.8857
2	Ninguna	0.407375	15.13011	20.26184	0.2190	0.407375	10.98706	15.8921	0.2528
	Al menos 1	0.179046	4.143046	9.164546	0.3912	0.179046	4.143046	9.164546	0.3912
3	Ninguna	0.401134	14.90498	15.49471	0.0612	0.401134	10.76708	14.2646	0.1663
	Al menos 1	0.178845	4.137901	3.841466	0.0419 *	0.178845	4.137901	3.841466	0.0419*
4	Ninguna	0.507388	25.61594	25.87211	0.0538	0.507388	14.86871	19.38704	0.2008
	Al menos 1	0.400568	10.74723	12.51798	0.0971	0.400568	10.74723	12.51798	0.0971

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

* No se rechaza la hipótesis de cointegración (5%)

1 Sin intercepto ni tendencia en la ecuación de cointegración o el VAR

2 Con intercepto y sin tendencia en ecuación de cointegración. Sin intercepto en VAR

3 Con intercepto y sin tendencia en ecuación de cointegración. Con intercepto en VAR

4 Con intercepto y tendencia en ecuación de cointegración. Sin tendencia en VAR

Por otra parte, los cuadros 15 y 16, que contienen pruebas de raíz unitaria sobre los errores de una ecuación similar a la (2.1) donde los datos son mensuales e i=12, refuerzan la conclusión de ausencia de cointegración al rechazar mayoritariamente la hipótesis que tal serie de errores es estacionaria.

Cuadro 15

Pruebas de raíz unitaria sobre residuos de regresión

Variable exógena	ADF	Valores críticos. Mackinnon (1991)		
		1%	5%	10%
Sin constante y sin tendecia	-2.39*	-3.39	-2.76	-2.45
Con constante y sin tendencia	-2.41*	-4.39	-3.60	-3.23
Con constante y tendecia	-3.005*	-5.03	-4.20	-3.80

* La variable es no estacionaria

Cuadro 16

Prueba de raíz unitaria de Zivot & Andrews.

		Posible cambio estructural en:			
		Intercepto		Intercepto y pendiente	
Variable		Mínimo T-estadístico	Fecha del cambio	Mínimo T-estadístico	Fecha del cambio
Residuos*		-2.78855	2008:01	-2.78484	2006:06
Valores crítico al:	1%	-5.34		-5.57	
	5%	-4.8		-5.08	

* La variable es no estacionaria con un cambio estructural

La evidencia mostrada a lo largo de la sección 2.3 no apoya en modo alguno la HER. Esto es válido para las 3 especificaciones distintas de expectativas analizadas, dos de ellas con periodicidad trimestral y una con periodicidad mensual. Para el caso de la serie trimestral con horizonte de un trimestre, tal conclusión es robusta a la aplicación de métodos que suponen tanto estacionariedad de las series como presencia de raíces unitarias y cointegración.

3 Estimación de la ecuación de formación de expectativas de inflación

En esta sección se estima una ecuación para el proceso de formación de expectativas de inflación. Por las razones expuestas en Muñoz y Torres op. cit. y en Muñoz (2008), se hace depender la serie de expectativas de tres variables explicativas, a saber: la meta de inflación establecida por el Banco Central, la desviación de la inflación observada respecto a la meta del Banco y de la inflación importada en moneda doméstica. Esta última construida a partir de la devaluación nominal efectiva y un indicador de inflación internacional[10]. La ecuación estimada presenta entonces la siguiente forma:

$$\underset{t}{E}\ \pi_{t+12} = \beta_1 \pi_{t+12}^{M_t} + \beta_2\ \pi_t - \pi_t^{M_{t-12}} + \beta_3 \pi_t^{*¢} \qquad (2.3)$$

Donde:

- $\underset{t}{E}\ \pi_{t+12}$: Expectativa de inflación interanual para el mes t+12 formada por los agentes económicos en el mes t.
- $\pi_{t+12}^{M_t}$: Meta de inflación interanual del Banco Central vigente en el momento t, para el periodo t+12.
- $\pi_t - \pi_t^{M_{t-12}}$: Desvío de la inflación interanual observada en el mes t respecto a la meta establecida en t-12 para el mes t.
- $\pi_t^{*¢}$: Tasa de inflación importada compuesta por la variación porcentual del índice de precios de las exportaciones estadounidenses y la variación porcentual del tipo de cambio nominal.

3.1 Los datos

En esta sección la periodicidad de las series utilizadas es mensual. Lo anterior por varias razones: en primer término, la encuesta mensual aplicada por el Banco Central contiene ya un número razonable de observaciones. Lo anterior permite no sacrificar significativamente los grados de libertad en la estimación sin a la vez tener que construir o extraer datos artificiales de expectativas provenientes de encuestas en donde el horizonte de pronóstico no necesariamente coincide con el requerido. En segundo término, la mencionada encuesta consulta por la expectativa de inflación a un horizonte fijo (12 meses para el caso de interés), esta es la medición relevante para efectos de su utilización en el MMPT.

[10] Se utilizaron alternativamente datos del índice de precios al consumidor y del índice de precios de exportaciones estadounidenses. Este último se obtiene de la página del *Bureau of Labor Statistics* http://data.bls.gov/PDQ/servlet/SurveyOutputServlet . Los resultados no variaron significativamente entre una y otra alternativa.

La serie de expectativa de inflación corresponde a la variación esperada del IPC a 12 meses plazo que se extrae de la *Encuesta mensual de expectativas de inflación y de variación del tipo de cambio* que aplica en Banco Central de Costa Rica desde enero de 2006. La meta de inflación corresponde al nivel vigente en el mes t de la meta de variación en precios para el periodo diciembre-diciembre. La devaluación nominal corresponde a la variación porcentual del nivel de tipo de cambio medio del mes t con respecto al nivel medio en el mes t-12.

3.2 Resultados

En razón de la forma en que se construyen las variables explicativas y su potencial correlación con los residuos de regresión, la estimación se efectúa con el método generalizado de momentos. Los resultados se muestran en el cuadro 17 y las respectivas pruebas de diagnóstico y de restricciones lineales sobre los coeficientes se incluyen en el anexo D.

Cuadro 17

Estimación de la función de expectativas de inflación

Variable dependiente: Expectativa
Método de estimación: GMM
Muestra: Enero06-Diciembre08

	Coeficiente	Error Std.	t-Statistic	Prob.
META	1.057549	0.041042	25.76776	0.000
DESVÍO(-2)	0.166489	0.025874	6.434514	0.000
INFLA_IMP(-1)	0.113718	0.050129	2.268522	0.031

Lista de instrumentos: META(-1) DESVÍO(-3) INFLA_IMP(-2 TO -4)

La regresión supera la prueba de sobre-identificación de restricciones construida a partir del estadístico j. Además, según el estadístico Jarque-Bera no es posible rechazar la hipótesis de normalidad en los residuos. Vale la pena destacar también que, según se muestra en el último apartado del anexo D, no fue posible hallar evidencia en contra de convergencia de largo plazo de las expectativas, a saber, que la suma de los coeficientes asociados a la meta y a la inflación importada sea igual a uno, es decir $\beta_1 + \beta_3 = 1$.

Los resultados que se muestran en el cuadro 17 indican que, manteniendo las demás variables sin cambio, una modificación de la meta inflacionaria se termina transmitiendo prácticamente en una proporción uno a uno hacia las expectativas de inflación.

Ceteris paribus, los desvíos de la inflación observada respecto a la meta inflacionaria se transmiten con 2 meses de rezago y en una proporción de 0.17 puntos porcentuales (pp) por cada punto adicional de desviación. Finalmente, cada punto adicional de inflación importada se refleja un mes después en una expectativa de inflación mayor en 0.11 pp.

Para determinar qué variable tiene mayor influencia sobre las expectativas, es necesario recurrir a un ejercicio adicional que regrese la variable dependiente estandarizada en las independientes también estandarizadas[11]. Los principales resultados de esta regresión se incluyen en el cuadro 18. Las respectivas pruebas de diagnóstico y una breve explicación sobre la interpretación de los coeficientes beta[12] de esta regresión se muestran en el anexo E. Los resultados permiten concluir que la mayor influencia relativa sobre las expectativas de inflación es ejercida por la desviación de la inflación observada respecto a la meta del Banco Central, seguida por la meta inflacionaria y, finalmente, por la inflación importada.

Cuadro 18

Estimación de la función de expectativas de inflación con variables estandarizadas

Variable dependiente: Expectativa_STD
Método de estimación: GMM
Muestra: Enero06-Diciembre08

	Coeficiente	Error Std.	t-Statistic	Prob.
META_STD	0.218	0.120	1.825	0.080
DESV_STD(-2)	0.626	0.026	23.895	0.000
INFLA_IMP_STD	0.196	0.055	3.583	0.001

Lista de instrumentos: META_STD(-1) DESV_STD(-3 TO -4) INFLA_IMP_STD(-1 TO -4)

Un ejercicio que resulta de interés es el de ajustar una regresión derivada de la ecuación (2.3) en la que se especifique por separado el efecto de los componentes de la variable inflación importada, es decir, la inflación internacional y la devaluación nominal. El coeficiente resultante asociado a la devaluación constituiría una proxy del efecto traspaso del tipo de cambio en tanto indica qué porción de un choque sobre esta variable se transmite a las expectativas de inflación. Este resultado se muestra en el cuadro 19. En este caso se encuentra un coeficiente de 0.13 que es ligeramente inferior al reportado en Muñoz y Torres op. cit (0.14). Las respectivas pruebas de diagnóstico de esta regresión se incluyen en el anexo F.

Cuadro 19

Estimación de la función de expectativas de inflación

Variable dependiente: Expectativa
Método de estimación: GMM

	Coeficiente	Error Std.	t-Statistic	Prob.
META	0.948	0.043	22.194	0.000
DESV(-3)	0.249	0.042	5.966	0.000
INFLA_X(-1)	0.288	0.051	5.635	0.000
DEV1_12(-1)	0.126	0.030	4.216	0.000

Lista de Instrumentos: META(-1) DESV(-4) INFLA_X(-2) DEV1_12(-2 TO -4)

[11] Una variable A* es la versión estandarizada de A cuando $A^* = \frac{A - \bar{A}}{Desv.Estd(A)}$. Véase Gujarati (2003) para mayor detalle sobre la regresión con variables estandarizadas.

[12] Se denomina coeficientes beta a los asociados a las variables explicativas estandarizadas en una regresión donde la variable dependiente es igualmente estandarizada. Los coeficientes beta, al estar expresados en una misma base, son directamente comparables, esto permite determinar qué regresora tiene una mayor influencia sobre la regresada.

4 Consideraciones finales

A pesar de la gran cantidad de estudios teóricos en los que se asume la existencia de expectativas racionales, con la información disponible y los métodos empleados en este trabajo, no fue posible respaldar la HER para las series trimestrales de inflación esperada a un año, a un trimestre, ni para la serie mensual de expectativa a 12 meses. Este resultado ha sido reportado por otros autores en aplicaciones para un rango amplio de países, por lo que la conclusión no debe sorprender.

Esta conclusión no demerita en modo alguno la creciente importancia para la autoridad monetaria de contar con mediciones directas que permitan inferir las expectativas de los agentes económicos.

El factor credibilidad sigue siendo el principal determinante de la expectativa inflacionaria. Este elemento queda reflejado en que la variable que mayor influencia tiene sobre la variabilidad de las expectativas es el desvío de la inflación efectiva respecto a la meta inflacionaria. Esto reafirma la importancia de una gestión efectiva de política que permita acercarse a la meta para facilitar el anclaje de las expectativas y, a la larga, un menor sesgo alcista en la inflación efectiva.

Los agentes económicos continúan *castigando* de manera significativa las desviaciones de la inflación respecto a la meta inflacionaria. Con respecto a la validación efectuada en 2008, los datos más recientes muestran un ligero incremento en el coeficiente asociado a la desviación. Esto posiblemente esté asociado al importante repunte de la inflación que se observó durante buena parte del año 2008.

Sin duda una economía pequeña y abierta como la costarricense ve influenciada muchas de sus variables macroeconómicas por los fenómenos externos. La expectativa inflacionaria no está exenta de estos efectos. Si bien la variación del régimen cambiario pudo haber aminorado el impacto que la inflación externa tiene sobre la expectativa de inflación[13], esta influencia sigue siendo estadísticamente significativa y relativamente importante en magnitud.

En tanto el modelo que ajusta la ecuación (2.3) y cuyos resultados se muestran en la sección 3, cumple con criterios de ajuste econométrico adecuados, se recomienda mantener la especificación de formación de expectativas en el MMPT actualizando los parámetros asociados a las variables explicativas según los resultados aquí mostrados. Adicionalmente, se mantiene la recomendación de validar periódicamente tales parámetros o incluso la relación econométrica utilizada.

[13] En Muñoz y Torres op. cit. se encuentra un coeficiente asociado a la inflación externa de 0.138; en Muñoz op. cit. uno de 0.146 mientras que en este documento se reporta una reducción a 0.114.

5 Referencias bibliográficas

Baghestani, Hamid (1992). *Survey Evidence on the Muthian Rationality of the Inflation Forecasts of US consumers.* Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54, pg 173-86.

Barro, Robert. y Gordon, David (1983) . *Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy.* Journal of Monetary Economics, 12, Julio, pg 101-22.

Batchelor Ra y Dua Pami. (1987). *The Accuracy and Rationality of UK Inflation Expectations: Some Quantitative Evidence.* Applied Economics 19, pg 819-28.

Clarida, Richard; Galí, Jordi y Gertler, Mark (1999). *The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective.* Journal of Economic Literature, Vol. 37, No 4, Diciembre.

Clarida, Richard; Galí, Jordi y Gertler, Mark (2001). *Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies: An Integrated approach.* National Bureau of Economic Research Working Papers, No 8604, Noviembre.

Engle, Robert y Granger, Clive (1987). *Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing.* Econometrica, 55, pg 251-76.

Engsted, Tom. (1991). *A Note on the Rationality of Survey Inflation Expectations in the United Kingdom.* Economic Letters, 23, pg 1269-76.

Friedman, Milton. (1968). *The Role of Monetary Policy.* American Economic Review. Marzo, 58, pg 1-17.

Gujarati, Damodar. (2003). *Econometría.* Mc Graw Hill. 4ta Edición.

Inder, Brett. (1993). *Estimating Long Run Relationships in Economics.* Journal of Econometrics, 57, pg 53-68.

Johansen, Søren y Juselius, Katarina. (1990). *Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with Applications to the Demand for Money.* Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52, 169-210.

Keane, Michael y Runkle, David. (1990). *Testing the Rationality of Price Forecasts: New Evidence from Panel Data.* American Economic Review, 80, 4, pg 714-35.

King, Mervyn (1994). *The Transmission Mechanism of Monetary Policy.* Quarterly Bulletin, Bank of England. Mayo.

Mackinnnon, James. (1991). *Critical Values for Cointegration Tests,* in Engle, RF and Granger, C. (1991). *Long Run Economic Relationships: Readings in Cointegration.* Chapter 13. Oxford University Press.

Moore, Michael y Copeland, Laurence. (1995). *A comparison of Johansen and Phillips-Hansen Cointegration Tests of Forward Market Efficiency, Baillie and Bollerslev Revisited.* Economics Letters 47, pg 131-35.

Muñoz, Evelyn (2008). *Modelación del proceso de formación de expectativas de inflación a un año: Validación al IV trimestre de 2007*. Banco Central de Costa Rica, DIE-12-2008-IT.

Muñoz, Evelyn y Torres, Carlos. (2006). *Un modelo de formación de expectativas de inflación para Costa Rica*. Banco Central de Costa Rica, DIE-03-2006-DI.

Muth, John (1961). *Rational expectations and the Theory of Price Movements.* Econometrica. Vol 29, No 6.

Ngama, Yerima. (1994). *A Re-examination of the Forward Exchange Rate Unbiasedness Hypothesis.* Weltwirtschaftliches Archiv, 130, No 3.

Paquet, Alain. (1992). *Inflationary Expectations and Rationality.* Economics Letters 40, pg 303, 8.

Perron, Pierre (1997). *Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables*. Journal of Econometrics 80.

Phelps, Edmund. (1967). *Phillips Curve, expectations of inflation and optimal employment over time.* Economica, Agosto, 34, pg 254-81.

Phillips, Peter y Hansen, Bruce. (1990). *Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes.* Review of Economic Studies 57, pg 99-125.

Razzak, Weshah. (1997). *Testing the Rationality of the National Bank of New Zealand's survey data.* Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper, G97/5.

Visco, Ignazio. (1984). *Measurement, Analysis and Formation of Inflation Expectations.* PhD dissertation, University of Pennsylvania.

6 Anexos

6.1 Anexo A

Cuadro A1

P-values para pruebas de raíz unitaria ADF y PP bajo especificaciones alternativas sobre tendencia e intercepto como variables exógenas

		Inflación interanual		Expectativa		
		Trimestral	Mensual	Trimestral		Mensual
				i = 1	i = 4	i = 12
ADF	SCST	0.8235	0.6110	0.7236	0.7067	0.4643
	CCST	0.006*	0.4205	0.0576	0.001*	0.0935
	CCCT	0.002*	0.6239	0.1551	0.002*	0.2904
PP	SCST	0.8024	0.7451	0.7062	0.6847	0.5509
	CCST	0.3630	0.7589	0.2022	0.1378	0.5363
	CCCT	0.5718	0.7805	0.5201	0.3750	0.8001

* La variable es estacionaria al 5%

SCST: Sin constante y sin tendecia, CCST: Con constante y sin tendencia, CCCT: Con constante y tendecia.

Cuadro A2.

Prueba de raíz unitaria de Zivot & Andrews.

		Inflación interanual		Expectativa			Valor crítico	
		Trimestral	Mensual	Trimestral		Mensual	1%	5%
				i=1	i=4			
Cambio en intercepto	Mínimo t-stat	-6.38*	-4.373	-3.819	-5.64*	-3.62333	-5.34	-4.8
	Fecha del cambio	2006:04	2007:02	2006:04	2004:02	2007:11		
Cambio en intercepto y pendiente	Mínimo t-stat	-6.37*	-4.373	-3.947	-7.16*	-4.37335	-5.57	-5.08
	Fecha del cambio	2006:04	2007:02	2005:02	2004:02	2007:02		

* La variable es estacionaria con un cambio estructural (1%)

Cuadro A3

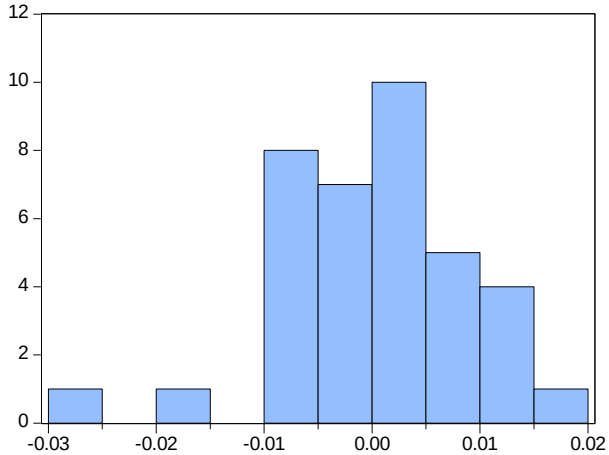
Prueba de raíz unitaria de Perron, P. (1997).

		Inflación interanual		Expectativa			Valor crítico	
		Trimestral	Mensual	Trimestral		Mensual	1%	5%
				i=1	i=4	i=12		
Cambio en intercepto	t(alpha==1)	-5.93*	-4.670	-4.24	-5.93*	-3.65	-5.92	-5.23
	Fecha del cambio	2006:02	2007:11	2004:04	2003:04	2007:10		
Cambio en intercepto y pendiente	t(alpha==1)	-6.02	-5.81	-5.03	-6.91*	-4.29	-6.32	-5.59
	Fecha del cambio	2006:03	2008:03	2004:04	2003:04	2007:03		
Cambio transitorio en pendiente	t(alpha==1)	-5.97*	-3.820	-3.140	-5.20	-5.82*	-5.45	-4.83
	Fecha del cambio	2005:04	2008:05	2006:01	2006:04	2007:04		

* La variable es estacionaria con un cambio estructural (1%)

6.2 Anexo B

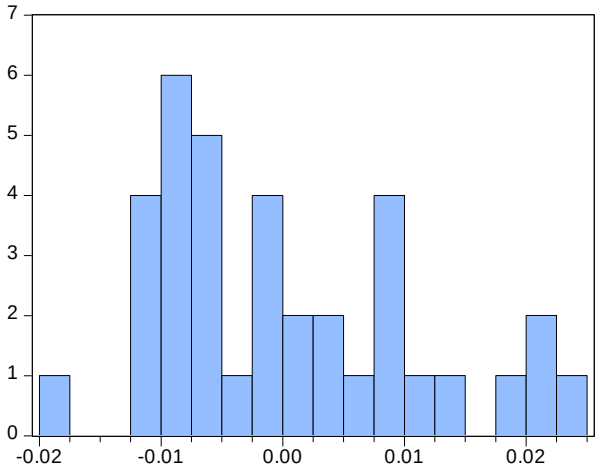
Cuadro B1
Test de normalidad de los residuos. Regresión mostrada en el cuadro 2



Series: Residuals
Sample 1999Q4 2008Q4
Observations 37

Mean	-1.86e-17
Median	0.000640
Maximum	0.017751
Minimum	-0.026445
Std. Dev.	0.008689
Skewness	-0.543056
Kurtosis	4.061302
Jarque-Bera	3.555088
Probability	0.169053

Cuadro B2
Test de normalidad de los residuos. Regresión mostrada en cuadro 7



Series: Residuals
Sample 2000Q1 2008Q4
Observations 36

Mean	-7.47e-19
Median	-0.002034
Maximum	0.023571
Minimum	-0.018542
Std. Dev.	0.010798
Skewness	0.582455
Kurtosis	2.411188
Jarque-Bera	2.555572
Probability	0.278654

6.3 Anexo C

Pruebas de cointegración

El cuadro C1 muestra las pruebas de cointegración aplicadas con la metodología de un solo paso de máxima verosimilitud de Johansen y Juselius (1990). En el cuadro C2 se exponen los resultados de aplicar pruebas de raíz unitaria a los residuos de la relación de largo plazo entre expectativas e inflación, lo que constituye la aproximación en dos etapas de Engle y Granger (1987) para probar cointegración. Nótese que para esta prueba se utilizan los valores críticos corregidos de Mackinnon (1991) y no los valores *t-student* estándar.

Cuadro C1

Pruebas de cointegración de rango no restringida de Johansen

		Traza				Máximo Valor propio			
Especificación	**Ecuaciones de cointegración bajo Ho.**	Valor propio	Estadístico de trasa	Valor crítico al 0.05	Prob.**	Valor propio	Estadístico de trasa	Valor crítico al 0.05	Prob.**
1	Ninguna	0.362972	14.89506	12.3209	0.0181	0.362972	14.88107	11.2248	0.0109
	Al menos 1	0.000424	0.01399	4.129906	0.9231*	0.000424	0.01399	4.129906	0.9231*
2	Ninguna	0.458772	28.09209	20.26184	0.0034	0.458772	20.25917	15.8921	0.0096
	Al menos 1	0.211294	7.832916	9.164546	0.0889*	0.211294	7.832916	9.164546	0.0889*
3	Ninguna	0.458757	27.88549	15.49471	0.0004	0.458757	20.25829	14.2646	0.005
	Al menos 1	0.206361	7.627196	3.841466	0.0057	0.206361	7.627196	3.841466	0.0057
4	Ninguna	0.497863	33.51713	25.87211	0.0046	0.497863	22.73313	19.38704	0.0157
	Al menos 1	0.278763	10.784	12.51798	0.0958*	0.278763	10.784	12.51798	0.0958*

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

* No se rechaza la hipótesis de cointegración (5%)

1 Sin intercepto ni tendencia en la ecuación de cointegración o el VAR

2 Con intercepto y sin tendencia en ecuación de cointegración. Sin intercepto en VAR

3 Con intercepto y sin tendencia en ecuación de cointegración. Con intercepto en VAR

4 Con intercepto y tendencia en ecuación de cointegración. Sin tendencia en VAR

Según el cuadro C1, con excepción de la especificación 3 (con intercepto, sin tendencia en ecuación de cointegración e intercepto en VAR), no es posible rechazar la hipótesis nula de la existencia de al menos un vector de cointegración.

Cuadro C2

Pruebas de raíz unitaria sobre residuos de ecuación de largo plazo

Variable exógena	**ADF**	**Valores críticos. Mackinnon (1991)**		
		1%	**5%**	**10%**
Sin constante y sin tendecia	-3.10	-3.39	-2.76	-2.45
Con constante y sin tendencia	-3.05	-4.22	-3.51	-3.16
Con constante y tendecia	-2.98*	-4.78	-4.05	-3.67

* La variable es no estacionaria

Únicamente incluyendo constante y tendencia en la prueba es posible rechazar la hipótesis de estacionariedad en de los residuos de la ecuación de largo plazo. Considerando que la existencia de intercepto no es teóricamente atractiva en este caso, la primera línea del cuadro debería señalar la prueba relevante, en tal caso existe evidencia de cointegración entre las series.

6.4 Anexo D

Pruebas de diagnóstico

El estadístico J es comúnmente utilizado como prueba de diagnóstico de la estimación por el método generalizado de momentos. Por medio de este es posible probar la validez de las restricciones sobre-identificadas que surgen al utilizar variables instrumentales. El estadístico j multiplicado por el tamaño de muestra se distribuye asintóticamente como una χ^2 con grados de libertad igual al número de restricciones sobre-identificadas.

Cuadro D1

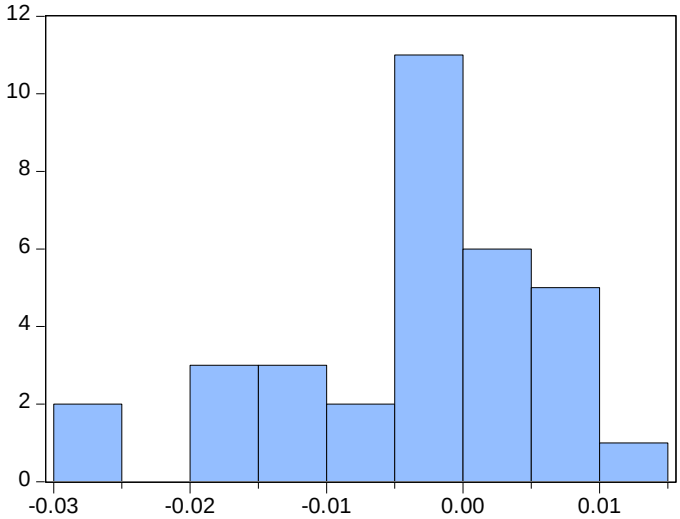
Prueba de validez de las restricciones sobreidentificadas**

J-statistic	n*J-statistic	Prob
0.131932	3.133257	0.212

** Ho: Las restricciones sobreidentificadas son satisfechas

Cuadro D2

Test de normalidad. Regresión mostrada en cuadro 16



Series: Residuals
Sample 2006M05 2009M01
Observations 33

Mean	-0.003603
Median	-0.002233
Maximum	0.014193
Minimum	-0.028939
Std. Dev.	0.010156
Skewness	-0.764108
Kurtosis	3.174605
Jarque-Bera	3.253151
Probability	0.196602

Restricciones sobre coeficientes[14]

La prueba para determinar si la suma de los coeficientes asociados a la meta y a la inflación importada es estadísticamente igual a uno se basa en el siguiente estadístico t_c que, como su nombre lo indica, tiende a distribuirse asintóticamente como una t-student con grados de libertad igual al número de observaciones menos el número de parámetros estimados que son usados en la prueba, en esta caso 3 (variancias de $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ y $Cov\ \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$):

[14] Véase Gujarati (2003), pg. 257.

$$\Rightarrow t_c = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \ - \ \beta_1 + \beta_3}{\sqrt{Var \ \ \hat{\beta}_1 \ + Var \ \ \hat{\beta}_3 \ - 2Cov \ \ \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_3}}$$

$$imponiendo\ la\ H_0 \Rightarrow t_c = \frac{\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3 \ -1}{\sqrt{Var \ \ \hat{\beta}_1 \ + Var \ \ \hat{\beta}_3 \ - 2Cov \ \ \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_3}}$$

$$t_c = \frac{1.057549 + 0.113718 \ -1}{\sqrt{0.001684 + 0.002513 - 2 \ \ \text{-}0.001872}} = \frac{0.171267}{0.0891123} = 1.92_{30gl}$$

El valor crítico al 95% de una t-student con 30 grados de libertad es 2.042, de modo que no es posible rechazar la hipótesis impuesta en la prueba, es decir, la suma de los coeficientes β_1 y β_2 es estadísticamente igual a uno.

6.5 Anexo E

Regresión sobre variables estandarizadas

Si se tiene la siguiente expresión para una regresión: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + \mu_i$, la versión estandarizada de esta regresión sería $Y_i^* = \beta_1^* + \beta_2^* X_i^* + \mu_i^* \quad donde \begin{cases} Y_i^* = \dfrac{Y_i - \bar{Y}}{Desv.Std(Y_i)} \\ X_i^* = \dfrac{X_i - \bar{X}}{Desv.Std(X_i)} \end{cases}$

Los coeficientes de la regresión estandarizada se conocen como coeficientes beta. En este caso si la regresora estandarizada se incrementa una desviación estándar, en promedio y *cetiris paribus,* la regresada estandarizada variará en β_2^* unidades de desviación estándar. Es decir, el efecto se mide no en términos de la escala original de las variables, sino en términos de unidades de desviación estándar.

La ventaja del modelo estandarizado con respecto al original radica en la posibilidad de comparar directamente el valor de los coeficientes asociados a todas las regresoras. Si el coeficiente de una regresora estandarizada es mayor que el de otra en ese mismo modelo, su influencia relativa en la explicación de la regresada es superior. En otras palabras, es posible utilizar los coeficientes beta como una medida de la fuerza relativa de las diversas regresoras.

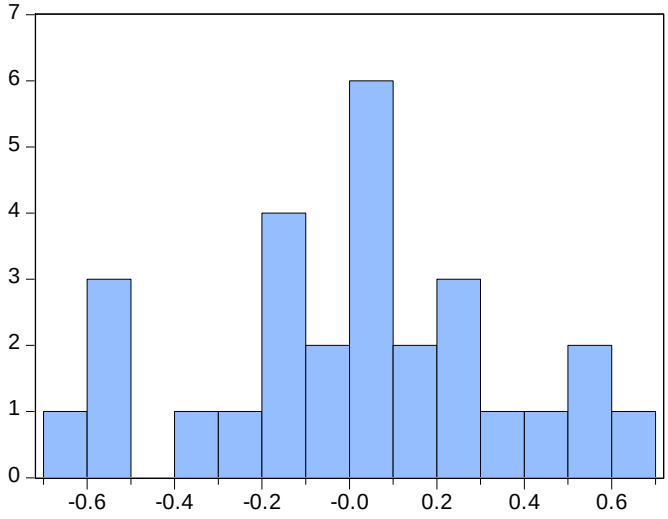
Cuadro E1

Prueba de validez de las restricciones sobreidentificadas en regresión estandarizada**

J-statistic	n*J-statistic	Prob
0.140231	3.9564	0.416

** Ho: Las restricciones sobreidentificadas son satisfechas

Cuadro E1
Test de normalidad. Regresión mostrada en cuadro 17

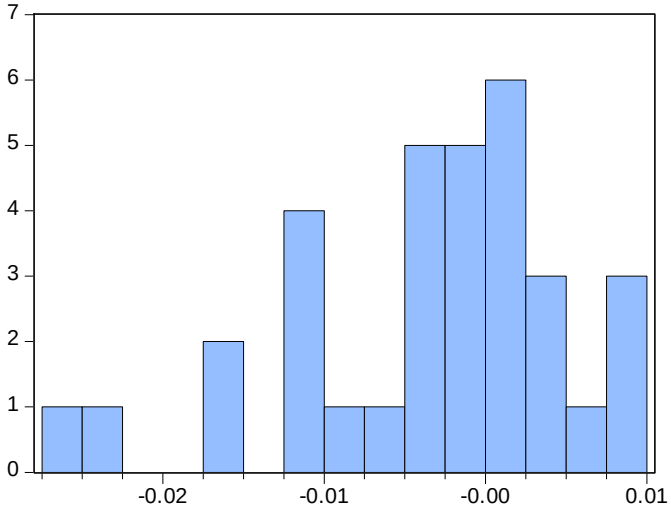


Series: Residuals
Sample 2006M09 2008M12
Observations 28

Mean	0.005223
Median	0.025789
Maximum	0.683731
Minimum	-0.661382
Std. Dev.	0.347293
Skewness	-0.025122
Kurtosis	2.572468
Jarque-Bera	0.216193
Probability	0.897541

6.6 Anexo F

Cuadro F1
Test de normalidad. Regresión presentada en cuadro 18



Series: Residuals
Sample 2006M05 2009M01
Observations 33

Mean	-0.003505
Median	-0.001335
Maximum	0.008792
Minimum	-0.027030
Std. Dev.	0.008675
Skewness	-0.923680
Kurtosis	3.405383
Jarque-Bera	4.918473
Probability	0.085500

Cuadro F2

Prueba de validez de las restricciones sobreidentificadas en regresión estandarizada**

J-statistic	n*J-statistic	Prob
0.140231	4.397	0.1109

** Ho: Las restricciones sobreidentificadas son satisfechas