



NOTA TÉCNICA
N.º 003 | 2011

Validación del modelo ARMA para la proyección de la inflación en Costa Rica

Alberto Vindas Quesada

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 ARMA para la proyección de la inflación en Costa Rica

Alberto Vindas Quesada*

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

Resumen

Dentro de las buenas prácticas de la banca central se encuentra la de la revisión periódica de los modelos utilizados para la proyección de la inflación. En este documento se hace una validación del modelo univariable ARMA para la proyección de la inflación a corto plazo, para el cual se sugiere una especificación alternativa a la usada actualmente.

Palabras clave: Inflación, Modelo ARMA.

Clasificación JEL: E31, E37.

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

Validation of the ARMA Model for Inflation in Costa Rica

Alberto Vindas Quesada [†]

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

Abstract

The periodic revision of the inflation forecasting models is one of the good practices of central banking. In this document a validation of the univariable ARMA model for short-term forecasting is done, where an alternative specification is suggested over the one currently used.

Key words: Inflation, ARMA Model.

JEL codes: E31, E37.

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

Contenido

1. Introducción.....	1
2. Preselección de especificaciones ARMA(p,q).....	1
3. Propiedades de los errores en los modelos preseleccionados.....	3
3.1. Normalidad de los residuos	3
3.2. Pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad	4
3.3. Correlogramas	4
3.4. Funciones de impulso-respuesta	6
4. Indicadores de capacidad de pronóstico	7
5. Conclusiones	8
6. Referencias	10
7. Anexos.....	11
7.1. Criterios de información de modelos seleccionados	11
7.2. Modelos ARMA seleccionados para el análisis.....	11

1. Introducción

En este informe técnico se pretende hacer una revisión de uno de los modelos utilizados en el Banco Central de Costa Rica para la proyección de la inflación. Específicamente, el modelo corresponde a una especificación univariada ARMA(p,q).

Un primer modelo ARMA fue propuesto en Hoffmaister *et. al.* (2000), donde se concluyó que la mejor especificación era la de un modelo ARMA(6,3) para el periodo comprendido entre enero de 1990 y diciembre de 1999. Posteriormente, en Muñoz (2008) y Rodríguez (2009) se hicieron validaciones al modelo. En el primero de los casos se tomó como punto de partida el mes de enero de 1996 extendiéndose hasta enero de 2008, recomendándose la especificación alterna ARMA(1,1). En la última de las validaciones, Rodríguez (2009) amplía el periodo de estudio hasta setiembre de 2009, y concluye que para horizontes de pronóstico de corto plazo en las especificaciones ARMA(1,1) y ARMA(2,0) no se encuentran diferencias estadísticamente significativas, mientras que para horizontes mayores a 6 meses la evidencia empírica favorece el modelo ARMA(2,0).

La sección 2 de este documento se dedica a una selección preliminar de especificaciones ARMA(p,q). La sección 3 examina más detalladamente las propiedades de los errores en estos modelos preseleccionados para escoger los más apropiados, la sección 4 hace una evaluación de algunos indicadores de capacidad de pronóstico y finalmente la sección 5 presenta las conclusiones del informe.

2. Preselección de especificaciones ARMA(p,q)

Siguiendo el procedimiento esbozado en Hoffmaister *et. al.* (2000), se estimaron varios modelos ARMA(p,q) para la inflación medida como la variación interanual del índice de precios al consumidor (IPC). Al igual que en ese ejercicio, se estableció que el número de parámetros autorregresivos p varíe desde 1 a 12, mientras que el de número de parámetros de medias móviles q lo haga desde 0 hasta 12². El periodo de estudio empieza en mayo de 1996 y finaliza en mayo de 2011. Por lo tanto, se trabaja con una serie de tiempo de 181 observaciones.

Debido a la reciente dinámica inflacionaria en Costa Rica se consideró adicionalmente la posibilidad de incluir una variable dicotómica para controlar la estabilización de la inflación alrededor del 6%. Para ello se hicieron estimaciones con diversas combinaciones para dicha variable dicotómica. En total para cada una de las especificaciones ARMA(p,q) se consideraron 861 diferentes variables dicotómicas, por lo que la cantidad preliminar de modelos estimados aumentó a un total de 133610³. Para crear las variables dicotómicas utilizadas se tomaron

² La estimación del modelo ARMA(12,12) se dejó de lado puesto que limitaciones del programa econométrico usado no lo permitieron.

³ Se están probando $(12 \times 13) - 1 = 155$ modelos ARMA, y en cada uno se están usando 861 variables dicotómicas distintas. Considerando adicionalmente las especificaciones sin variable dicotómica se llega a un total de $155 \times (861 + 1) = 133610$ modelos estimados.

varios puntos de inicio, y el primero es enero de 2008. En cada punto de inicio, la variable dicotómica toma el valor de 1 únicamente en ese mes. La siguiente variable dicotómica toma el valor de 1 en el punto de inicio y el mes posterior. Otra dicotómica toma el valor de uno en esos dos meses anteriores y el siguiente, y así sucesivamente hasta llegar al mes de mayo de 2011. Al llegar a este punto, se varía el punto de inicio al mes posterior al inicial y se vuelven a crear las variables dicotómicas hasta llegar al final del periodo de estudio.

En cada uno de estos modelos estimados se almacenaron los criterios de información de Akaike, de Schwarz y de Hannan-Quinn. También se contabilizaron los coeficientes estimados autorregresivos y de medias móviles no significativos y las raíces características de los polinomios AR y MA que no estuvieran dentro del círculo unitario. En caso de estimarse el modelo con variable dicotómica, se toma en cuenta si el coeficiente asociado es estadísticamente distinto de cero. Finalmente se hicieron las pruebas Jarque-Bera para normalidad, la Breusch-Godfrey para autocorrelación y la Breusch-Pagan-Godfrey para heterocedasticidad.

Un primer criterio aplicado consistió en descartar los modelos que tuvieran más de un coeficiente autorregresivo o de medias móviles no significativo, o en los que la variable dicotómica no resultara significativa con un 90% de confianza. También se comprobó si los modelos son estacionarios e invertibles. La norma de cada una de las raíces inversas autorregresivas debe ser estrictamente menor que uno para comprobar que el modelo sea estacionario, mientras que el mismo criterio se aplica para las raíces inversas de medias móviles para comprobar que sea invertible. Esto resultó en la eliminación de 130858 modelos, dejando 2752 para los siguientes criterios.

Posteriormente se consideraron los criterios de información de los modelos. Se buscan los que consistentemente fueron menores en comparación con el resto del grupo. Esto llevó a la selección de 6 modelos:

- ARMA(3,11) con dicotómica con valor de 1 entre agosto y noviembre de 2008
- ARMA(3,11) con dicotómica con valor de 1 entre enero y diciembre de 2008
- ARMA(1,11) con dicotómica con valor de 1 entre diciembre de 2008 y noviembre de 2009
- ARMA(3,11) con dicotómica con valor de 1 entre octubre y noviembre de 2008
- ARMA(5,11) sin el término AR(4) y con dicotómica con valor de 1 entre julio y noviembre de 2008
- ARMA(1,11) con dicotómica con valor de 1 entre diciembre de 2008 y noviembre de 2010

Adicionalmente se va a considerar una última especificación, el modelo ARMA(2,0) que se recomendó usar en la última validación hecha por Rodríguez (2009). Para esto se va a tomar la especificación con variable dicotómica que pasa satisfactoriamente los criterios anteriores, que corresponde al modelo ARMA(2,0) con variable dicotómica con valor de uno entre diciembre de 2008 y noviembre de 2009.

Cabe hacer la observación que para este periodo de estudio no quedaron preseleccionadas ninguna de las especificaciones seleccionadas en Muñoz (2008) y en la validación hecha en Rodríguez (2009) el modelo ARMA (3,11) sí fue preseleccionado. Esto podría relacionarse con la conducta de la inflación en el pasado reciente, particularmente los meses posteriores a los del periodo de estudio abarcado en Rodríguez (2009).

Dentro los modelos analizados, es pertinente recalcar que la variable dicotómica adicional mejoró el ajuste en varios modelos, puesto que según el ordenamiento de los criterios de información los primeros 67 lugares hacen uso de esta variable. Además, la selección es robusta a la longitud del proceso de medias móviles; los primeros 81 lugares toman $q=11$.

3. Propiedades de los errores en los modelos preseleccionados

En esta sección se van a examinar más detalladamente los errores en los modelos preseleccionados, para así inferir si los modelos cumplen con las características deseadas.

3.1. Normalidad de los residuos

Para examinar si los errores de los modelos se distribuyen normalmente se calcula el estadístico de Jarque-Bera. El cuadro 1 presenta esta información, junto con los respectivos valores p. Con un nivel de significancia del 5% se puede rechazar la hipótesis nula de que en la segunda especificación los errores siguen una distribución normal, lo cual no puede hacerse para el resto.

Cuadro 1. Prueba Jarque-Bera para normalidad

Modelo	Inicio dicotómica	Final dicotómica	Estadístico	Probabilidad
ARMA(3,11)	Ago-2008	Nov-2008	1.6057	0.4480
ARMA(3,11)	Ene-2008	Dic-2008	7.4408	0.0242
ARMA(1,11)	Dic-2008	Nov-2009	0.3778	0.8279
ARMA(3,11)	Oct-2008	Nov-2008	1.9911	0.3695
ARMA(5,11)	Jul-2008	Dic-2008	3.4182	0.1591
ARMA(1,11)	Dic-2008	Nov-2010	0.4072	0.8158
ARMA(2,0)	Dic-2008	Nov-2009	3.1418	0.1801

El interés de este ejercicio es usar el modelo final dentro de una combinación junto con otros modelos de inflación. Como se explica en el documento metodológico para esta combinación, “para que una proyección se considere óptima para formar parte de una combinación, sus errores de pronóstico deben tener media cero, ser ruido blanco y distribuirse normalmente” (Mora y Rodríguez, 2009; p.3). Es por esto que se descarta el modelo ARMA(3,11) con dicotómica con valor de 1 entre enero y diciembre de 2008.

3.2. Pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad

Para examinar si los errores están correlacionados entre sí se aplicó la prueba Breusch-Godfrey, usando nueve rezagos de los errores en la regresión auxiliar. El cuadro 2 presenta los resultados, de los cuáles se desprende que hay fuerte evidencia de autocorrelación en el segundo, tercer y quinto modelo. Como la evidencia de autocorrelación tiende a sugerir errores de especificación, se procede a eliminar estos tres modelos. Puede notarse que el valor p del estadístico asociado al modelo ARMA(2,0) también es bastante bajo, y que bajo un nivel de tolerancia del 10% se concluiría que hay suficiente evidencia sobre la presencia de autocorrelación en este modelo.

Cuadro 2. Prueba Breusch-Godfrey para autocorrelación

Modelo	Inicio dicotómica	Final dicotómica	Estadístico	Probabilidad
ARMA(3,11)	Ago-2008	Nov-2008	13.4327	0.1440
ARMA(1,11)	Dic-2008	Nov-2009	18.0501	0.0346
ARMA(3,11)	Oct-2008	Nov-2008	17.5510	0.0408
ARMA(5,11)	Jul-2008	Dic-2008	13.6089	0.1369
ARMA(1,11)	Dic-2008	Nov-2010	21.7175	0.0098
ARMA(2,0)	Dic-2008	Nov-2009	15.0710	0.0890

El estudio de la homocedasticidad de los errores se hizo por medio de la prueba de Breusch-Pagan-Godfrey. En la regresión auxiliar se consideraron nueve rezagos de la inflación junto con la variable dicotómica. El cuadro 3 presenta los resultados, de donde se encuentra que ninguno de los modelos en cuestión tiene errores heterocedásticos.

Cuadro 3. Prueba Breusch-Pagan-Godfrey para heterocedasticidad

Modelo	Inicio dicotómica	Final dicotómica	Estadístico	Probabilidad
ARMA(3,11)	Ago-2008	Nov-2008	10.9439	0.4051
ARMA(5,11)	Jul-2008	Dic-2008	10.2325	0.4203
ARMA(2,0)	Dic-2008	Nov-2009	12.7511	0.2379

3.3. Correlogramas

En esta sección se van a examinar los correlogramas simple y parcial de los modelos, que se presentan en los gráficos 1, 2 y 3. Puede notarse que en buena medida los primeros dos modelos son bastante similares, lo cual se ve reflejado en los correlogramas. Para estos dos se puede observar que no hay diferencias significativas entre los patrones estimados y los teóricos, por lo que no se puede descartar por este método que las especificaciones sean incorrectas. Sin embargo, para el modelo ARMA(2,0) el diagrama de correlación simple muestra algunas diferencias más marcadas que para los otros dos modelos.

Gráfico 1. Correlograma simple y parcial del modelo ARMA(3,11) con dicotómica entre agosto y noviembre de 2008

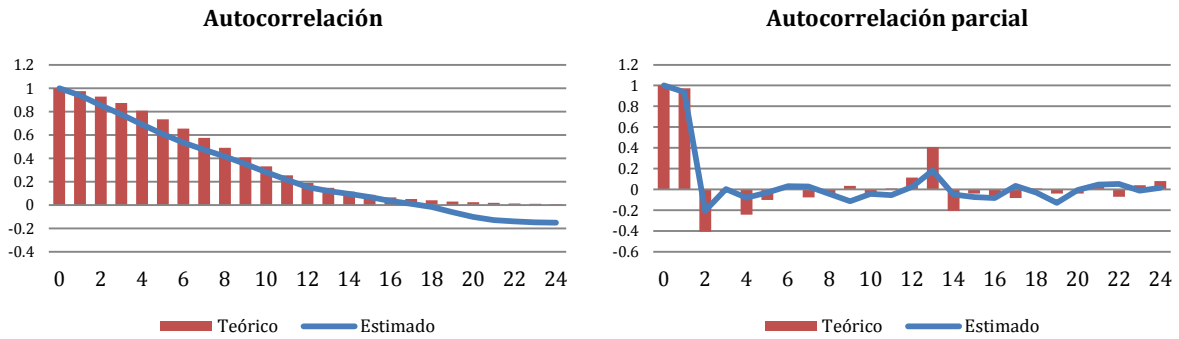


Gráfico 2. Correlograma simple y parcial del modelo ARMA(5,11) con dicotómica entre julio y diciembre de 2008

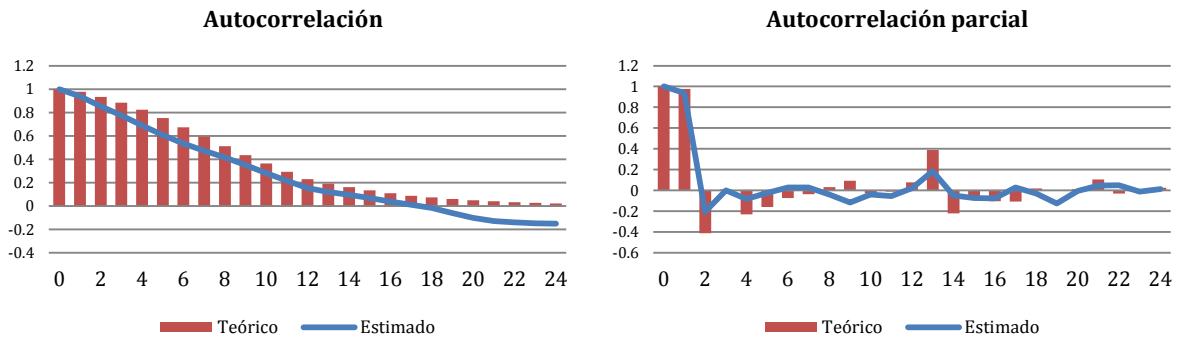
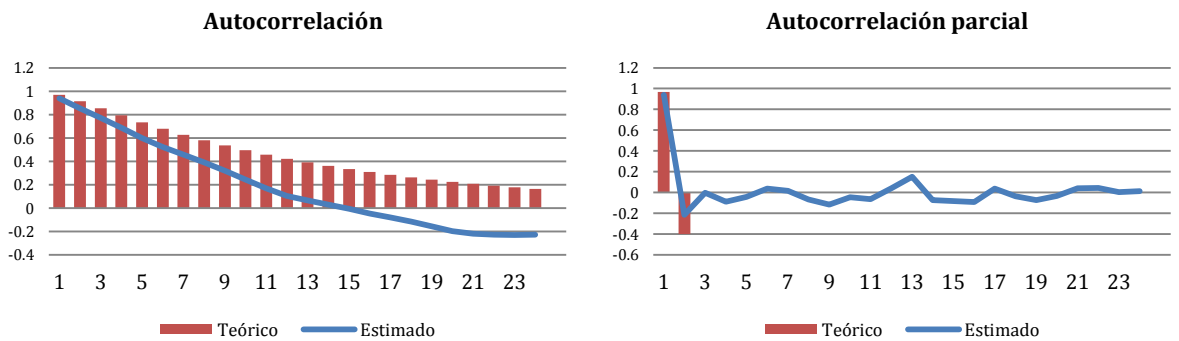


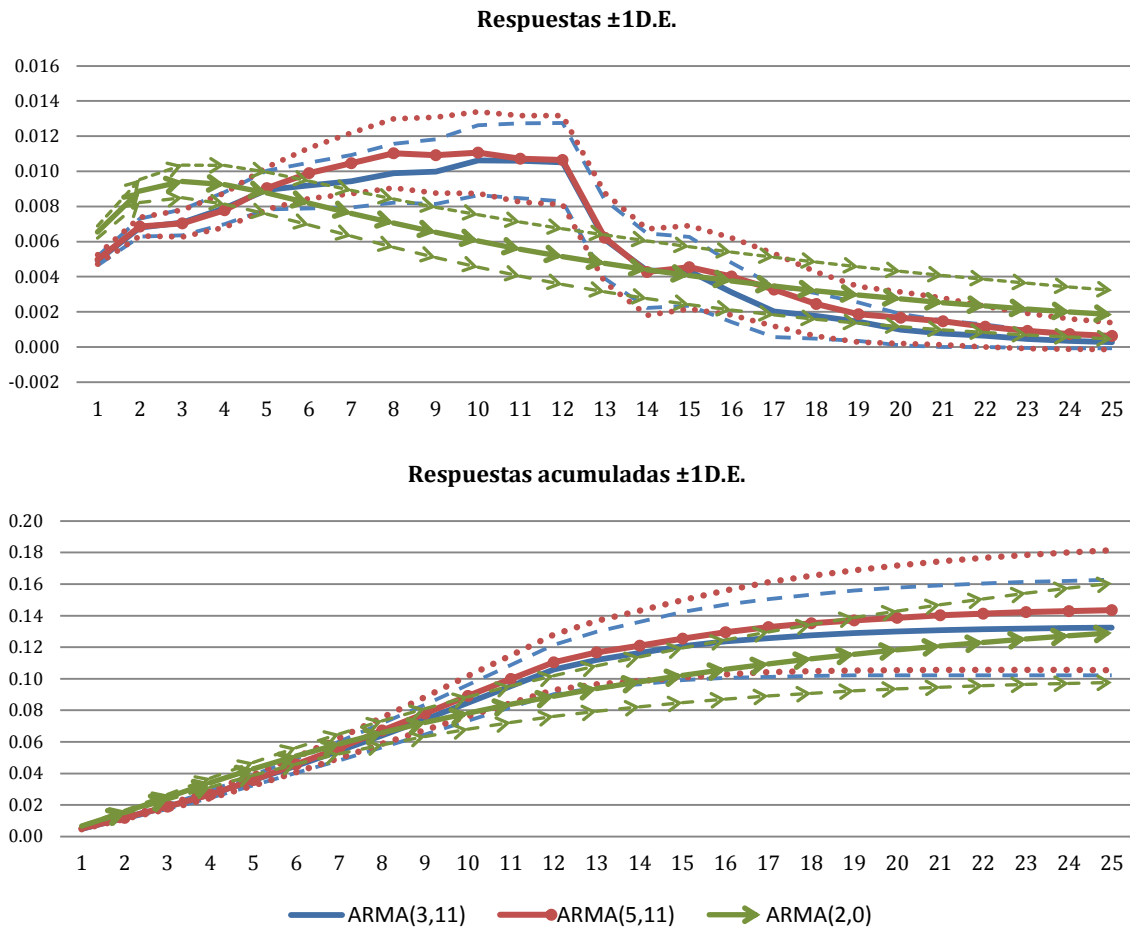
Gráfico 3. Correlograma simple y parcial del modelo ARMA(2,0) con dicotómica entre diciembre de 2008 y noviembre de 2009



3.4. Funciones de impulso-respuesta

Para los modelos en cuestión, se calcularon las funciones de impulso-respuesta con un impulso de una desviación estándar para un horizonte de 24 meses. Los resultados se presentan en el gráfico 4. Al igual que en el análisis de los correlogramas los resultados son bastante similares para los primeros dos. En estos dos casos la cúspide del efecto se presenta a 10 meses de haberse dado el impulso, y a partir de ese punto empieza a disminuir, más marcadamente después de los 12 meses. En ambos modelos la estabilidad a los valores de largo plazo se alcanza aproximadamente en dos años. La cúspide del efecto del impulso en el modelo ARMA(2,0) se da en el tercer mes, y a partir de ahí cae más suavemente.

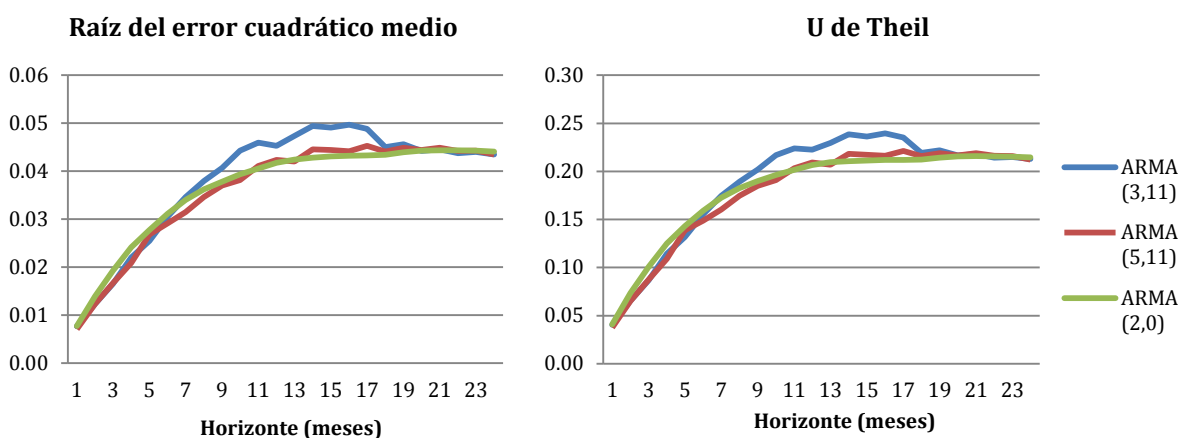
Gráfico 4. Funciones de impulso-respuesta



4. Indicadores de capacidad de pronóstico

El principal objetivo de estos modelos de inflación es el de hacer proyecciones, sobre todo a plazos menores al año. Es por esto que las pruebas de capacidad de pronóstico a 12 meses o menos son de particular interés. En esta sección se consideran dos indicadores para medirla: la raíz del error cuadrático medio y la U de Theil. Para esto se calcularon pronósticos dinámicos a partir de enero de 2007, para horizontes de entre 1 y 24 meses. El gráfico 5 presenta los resultados obtenidos.

Gráfico 5. Raíz del error cuadrático medio y estadístico U de Theil a distintos horizontes

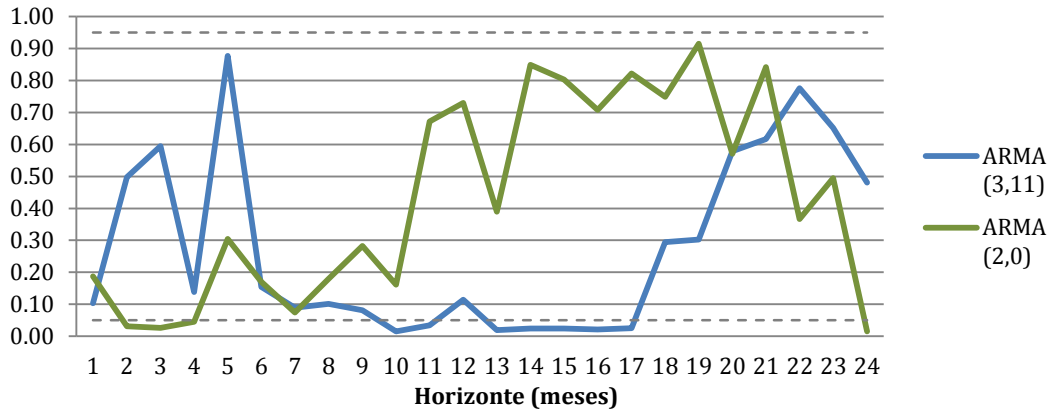


Es claro que a mayor plazo de proyección, mayor la imprecisión de la misma, más marcadamente durante los primeros doce meses. Las diferencias entre estos indicadores para el modelo ARMA(5,11) y ARMA(2,0) son despreciables para todos los horizontes. Para el caso del modelo ARMA(3,11) hay un aumento de estos indicadores con respecto a los otros dos modelos para plazos entre 8 y 17 meses.

Para complementar este análisis, se van a realizar varias pruebas de Diebold-Mariano para capacidad de pronóstico. Tomando como referencia el modelo ARMA(5,11), se puede notar que los otros dos modelos son versiones restringidas de este. Sin embargo, al incluirse las distintas variables dicotómicas los modelos dejan de ser anidados, posibilitando la aplicación de dicha prueba.

Lo que se prueba es si hay suficiente evidencia empírica como para considerar si la capacidad de pronóstico de un modelo es superior a la de otro. Se van a aplicar dos pruebas a cada plazo de las proyecciones, comparando los modelos ARMA(3,11) y ARMA(2,0) con el modelo ARMA(5,11). De esta manera la hipótesis nula es que la capacidad de pronóstico de los modelos es la misma, mientras que la alternativa es que la capacidad del modelo ARMA(5,11) es superior. Los valores p de ambas pruebas se presentan en el gráfico 6.

Gráfico 6. Valores p prueba Diebold-Mariano



En este gráfico, la línea punteada inferior representa el umbral del 5% en la probabilidad del estadístico de prueba. Así, en los horizontes donde la probabilidad se encuentre por debajo de esta línea punteada se puede concluir que hay suficiente evidencia como para considerar la capacidad de pronóstico del modelo ARMA(5,11) mejor que la del modelo que representa la línea. O sea, la capacidad del modelo ARMA(5,11) es mejor que la del ARMA(2,0) a plazos de 2, 3, 4 y 24 meses y es mejor que la del modelo ARMA(3,11) a plazos de 10, 11, 13, 14, 15, 16 y 17 meses con un 95% de confianza.

Una manera alternativa de plantear esta prueba es invirtiendo el orden de comparación, de manera que la hipótesis alternativa es que la capacidad de pronóstico del modelo ARMA(5,11) es peor. Si se representan los valores p de la prueba sin invertir el orden de comparación por q , los valores p de la prueba al invertirse el orden de comparación corresponden a $1-q$. En el gráfico 6, la línea punteada superior indica el umbral del 5% de esta probabilidad. Por lo tanto, si alguna de las líneas en el gráfico estuviera por encima de esta línea punteada se podría concluir que la capacidad de pronóstico del modelo ARMA(5,11) es peor a determinado plazo, pero se puede observar que no se da el caso. Es decir, las pruebas Diebold-Mariano efectuadas concluyen que hay evidencia como para considerar la capacidad de pronóstico del modelo ARMA(5,11) superior a la de los otros dos

5. Conclusiones

En este documento se hizo una evaluación de distintas especificaciones para un modelo univariado ARMA(p,q) para la proyección de la inflación. Inicialmente se consideraron 133610 modelos distintos. Estos pasaron por un proceso de selección con el fin de reducir el número de modelos a un grupo de 6. Dentro de este grupo se incluyó una variante del modelo ARMA(2,0) recomendado en la última validación como punto de comparación.

De este grupo, uno fue descartado por haber fuerte evidencia de la no normalidad de sus errores, y otros tres por presentar evidencia de autocorrelación. Los tres restantes tienen errores homocedásticos. Estos corresponden a un ARMA(3,11) con dicotómica que es uno entre agosto y noviembre de 2008, un ARMA(5,11) con dicotómica que es uno entre julio y diciembre de 2008 y el de referencia, un ARMA(2,0) con dicotómica que es uno entre diciembre de 2008 y noviembre de 2009. El periodo donde la variable dicotómica es igual a uno corresponde a un periodo de alta inflación durante 2008 para los primeros dos modelos, mientras que la dicotómica del tercero de los modelos captura el proceso desinflacionario por el que pasó Costa Rica principalmente durante 2009.

Adicionalmente se estudiaron dos indicadores de capacidad de pronóstico: la raíz del error cuadrático medio y la U de Theil para pronósticos dinámicos fuera de muestra. Las diferencias más grandes las muestra el modelo ARMA(3,11) que presenta valores más altos para los pronósticos dinámicos hechos a plazos entre 8 y 17 meses. Las pruebas de Diebold-Mariano realizadas favorecen al modelo ARMA(5,11) sobre el ARMA(3,11) a plazos de 10, 11, 13, 14, 15, 16 y 17 meses, y sobre el modelo ARMA(2,0) a plazos de 2, 3, 4 y 24 meses.

Considerando estos hechos, se concluye que el modelo más adecuado para la proyección de la inflación es el ARMA(5,11) con dicotómica igual a uno entre julio y diciembre de 2008. Es superior al modelo ARMA(3,11) con dicotómica igual a uno entre agosto y noviembre de 2008 por cuanto su capacidad de pronóstico a distintos plazos se considera mejor. Es superior que el ARMA(2,0) con dicotómica igual a uno entre diciembre de 2008 y noviembre de 2008 en términos de pronóstico a menos plazos, pero el correlograma simple y la baja probabilidad de no rechazar autocorrelación en los errores del modelo ARMA(2,0) hace que se prefiera el ARMA(5,11).

6. Referencias

Enders, Walter (2010). *Applied Econometric Time Series*. (Tercera edición). Hoboken, Nueva Jersey: Wiley.

Hoffmaister, Alexander W.; Saboría, Gabriela; Solano, Ivannia y Solera, Álvaro (2000). *Modelos univariantes de la inflación* (Nota de investigación No 5-00). San José: Banco Central de Costa Rica, División Económica.

Hoffmaister, Alexander W.; Solano, Ivannia; Solera, Álvaro y Vindas, Katia (2001). *Combinación de las proyecciones de inflación* (Nota de investigación No 01-01). San José: Banco Central de Costa Rica, División Económica.

Mora, Carlos y Rodríguez, Adolfo (2009). *Combinación de las proyecciones de inflación: nuevas metodologías* (Documento de investigación DEC-DIE-010-2009). San José: Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigación Económica.

Muñoz, Evelyn (2008). *Validación del modelo univariante de inflación empleado en la combinación de pronósticos* (Informe Técnico DIE-08-2008-IT). San José: Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigación Económica.

Rodríguez, Adolfo (2009). *Modelo ARMA para la proyección de la inflación en Costa Rica* (Informe Técnico DEC-DIE-045-2009-IT). San José: Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigación Económica.

7. Anexos

7.1. Criterios de información de modelos seleccionados

Cuadro 4. Criterios de información y posicionamiento relativo

Modelo	Inicio dicotómica	Final dicotómica	Akaike		Schwarz		Hannan-Quinn		Posición promedio
			Valor	Posición	Valor	Posición	Valor	Posición	
ARMA(3,11)	ago-08	nov-08	-7.710	2	-7.427	3	-7.596	1	2
ARMA(3,11)	ene-08	dic-08	-7.708	3	-7.426	4	-7.594	2	3
ARMA(1,11)	dic-08	nov-09	-7.692	9	-7.444	1	-7.592	3	4.3
ARMA(3,11)	oct-08	nov-08	-7.704	5	-7.421	6	-7.589	4	5
ARMA(5,11)	jul-08	dic-08	-7.717	1	-7.399	13	-7.588	5	6.3
ARMA(1,11)	dic-08	nov-10	-7.687	12	-7.439	2	-7.586	6	6.7
ARMA(2,0)	dic-08	nov-09	-7.200	1293	-7.130	295	-7.172	977	855

7.2. Modelos ARMA seleccionados para el análisis

Cuadro 5. Modelo ARMA(3,11) con dicotómica entre agosto y noviembre de 2008

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad-t	Prob.
C	0.0998	0.0099	10.0826	0.0000
D_1	0.0049	0.0020	2.3970	0.0176
AR(1)	0.4067	0.0748	5.4380	0.0000
AR(2)	-0.1631	0.0809	-2.0146	0.0456
AR(3)	0.3366	0.0742	4.5346	0.0000
MA(1)	0.9760	0.0214	45.5473	0.0000
MA(2)	1.0445	0.0250	41.8461	0.0000
MA(3)	0.9112	0.0298	30.5998	0.0000
MA(4)	0.9343	0.0330	28.3467	0.0000
MA(5)	0.9075	0.0362	25.0354	0.0000
MA(6)	0.9143	0.0342	26.7383	0.0000
MA(7)	0.9254	0.0327	28.2925	0.0000
MA(8)	0.8978	0.0296	30.2914	0.0000
MA(9)	1.0181	0.0271	37.6211	0.0000
MA(10)	0.9323	0.0237	39.3653	0.0000
MA(11)	0.9304	0.0168	55.4581	0.0000
R-cuadrado	0.9764		Prom. var. dep.	0.1082
R-cuadrado ajust.	0.9743		D.E. var. dep.	0.0306
E.E. de regresión	0.0049		CIA	-7.7102
SEC	0.0040		CIS	-7.4274
Log versimilitud	713.7691		HQ	-7.5955
Estad-F	455.3624		E. Durbin-Watson	2.0015
Prob(Estad-F)	0.0000			
Raíces AR	0.77	-.18+.64i	-.18-.64i	
Raíces MA	.87-.49i	.87+.49i	.49-.86i	.49+.86i
	-.02+.99i	-.02-.99i	-.49+.86i	-.49-.86i
	-.84-.53i	-.84+.53i	-0.99	

Cuadro 6. Modelo ARMA(3,11) con dicotómica entre enero y diciembre de 2008

Variable	Coficiente	Error Estd.	Estad-t	Prob.
C	0.1016	0.0097	10.4386	0.0000
D_2	-0.0128	0.0044	-2.9089	0.0041
AR(1)	0.4398	0.0780	5.6408	0.0000
AR(2)	-0.1423	0.0863	-1.6491	0.1010
AR(3)	0.2784	0.0780	3.5706	0.0005
MA(1)	1.0060	0.0305	33.0067	0.0000
MA(2)	1.0156	0.0289	35.1165	0.0000
MA(3)	0.9507	0.0326	29.1234	0.0000
MA(4)	0.9143	0.0350	26.1479	0.0000
MA(5)	0.9224	0.0328	28.0990	0.0000
MA(6)	0.9185	0.0359	25.5925	0.0000
MA(7)	0.8984	0.0312	28.7608	0.0000
MA(8)	0.9265	0.0322	28.7445	0.0000
MA(9)	0.9790	0.0312	31.4124	0.0000
MA(10)	0.9619	0.0261	36.8309	0.0000
MA(11)	0.9241	0.0250	36.9601	0.0000
R-cuadrado	0.9764		Prom. var. dep.	0.1082
R-cuadrado ajust.	0.9742		D.E. var. dep.	0.0306
E.E. de regresión	0.0049		CIA	-7.7084
SEC	0.0040		CIS	-7.4257
Log versimilitud	713.6123		HQ	-7.5938
Estad-F	454.5548		E. Durbin-Watson	2.0363
Prob(Estad-F)	0.0000			
Raíces AR	0.75	-.15+.59i	-.15-.59i	
Raíces MA	.87-.49i	.87+.49i	.49+.86i	.49-.86i
	-.02+.99i	-.02-.99i	-.49+.86i	-.49-.86i
	-.86-.50i	-.86+.50i	-0.99	

Cuadro 7. Modelo ARMA(1,11) con dicotómica entre diciembre de 2008 y noviembre de 2009

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad-t	Prob.
C	0.1040	0.0068	15.3715	0.0000
D_3	-0.0168	0.0046	-3.6350	0.0004
AR(1)	0.3755	0.0764	4.9179	0.0000
MA(1)	1.0276	0.0334	30.7562	0.0000
MA(2)	0.9866	0.0317	31.1562	0.0000
MA(3)	0.9594	0.0331	29.0215	0.0000
MA(4)	0.9332	0.0383	24.3636	0.0000
MA(5)	0.9343	0.0348	26.8402	0.0000
MA(6)	0.9174	0.0365	25.1221	0.0000
MA(7)	0.9238	0.0336	27.4827	0.0000
MA(8)	0.9160	0.0357	25.6435	0.0000
MA(9)	0.9416	0.0291	32.3421	0.0000
MA(10)	0.9778	0.0266	36.7050	0.0000
MA(11)	0.8863	0.0274	32.3705	0.0000
R-cuadrado	0.9754		Prom. var. dep.	0.1082
R-cuadrado ajust.	0.9735		D.E. var. dep.	0.0306
E.E. de regresión	0.0050		CIA	-7.6918
SEC	0.0041		CIS	-7.4444
Log versimilitud	710.1108		HQ	-7.5915
Estad-F	510.2100		E. Durbin-Watson	2.0260
Prob(Estad-F)	0.0000			
Raíces AR	0.38			
Raíces MA	.86-.49i	.86+.49i	.49+.86i	.49-.86i
	-.01+.99i	-.01-.99i	-.51+.85i	-.51-.85i
	-.85+.48i	-.85-.48i	-0.99	

Cuadro 8. Modelo ARMA(3,11) con dicotómica entre octubre y noviembre de 2008

Variable	Coficiente	Error Estd.	Estad-t	Prob.
C	0.0991	0.0102	9.6985	0.0000
D_4	0.0048	0.0022	2.2013	0.0291
AR(1)	0.4232	0.0760	5.5663	0.0000
AR(2)	-0.1585	0.0815	-1.9454	0.0534
AR(3)	0.3278	0.0751	4.3667	0.0000
MA(1)	0.9744	0.0218	44.5992	0.0000
MA(2)	1.0402	0.0257	40.4222	0.0000
MA(3)	0.9077	0.0289	31.3766	0.0000
MA(4)	0.9360	0.0310	30.1562	0.0000
MA(5)	0.9055	0.0343	26.3793	0.0000
MA(6)	0.9120	0.0322	28.3105	0.0000
MA(7)	0.9262	0.0313	29.5613	0.0000
MA(8)	0.8887	0.0279	31.8347	0.0000
MA(9)	1.0101	0.0265	38.1291	0.0000
MA(10)	0.9310	0.0235	39.5742	0.0000
MA(11)	0.9313	0.0172	54.0923	0.0000
R-cuadrado	0.9763		Prom. var. dep.	0.1082
R-cuadrado ajust.	0.9741		D.E. var. dep.	0.0306
E.E. de regresión	0.0049		CIA	-7.7041
SEC	0.0040		CIS	-7.4214
Log versimilitud	713.2210		HQ	-7.5895
Estad-F	452.5464		E. Durbin-Watson	1.9972
Prob(Estad-F)	0.0000			
Raíces AR	0.77	-.17+.63i	-.17-.63i	
Raíces MA	.87-.49i	.87+.49i	.49-.86i	.49+.86i
	-.02-.99i	-.02+.99i	-.49-.86i	-.49+.86i
	-.84-.53i	-.84+.53i	-0.99	

Cuadro 9. Modelo ARMA(5,11) con dicotómica entre julio y diciembre de 2008

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad-t	Prob.
C	0.1015	0.0107	9.5095	0.0000
D_5	0.0042	0.0021	1.9920	0.0480
AR(1)	0.4230	0.0779	5.4314	0.0000
AR(2)	-0.2456	0.0830	-2.9573	0.0036
AR(3)	0.2379	0.0758	3.1398	0.0020
AR(5)	0.1556	0.0712	2.1856	0.0303
MA(1)	0.9517	0.0251	37.9880	0.0000
MA(2)	1.0757	0.0319	33.6779	0.0000
MA(3)	1.0663	0.0402	26.5438	0.0000
MA(4)	1.1734	0.0519	22.6107	0.0000
MA(5)	1.1125	0.0574	19.3909	0.0000
MA(6)	1.1185	0.0569	19.6625	0.0000
MA(7)	1.1619	0.0569	20.4206	0.0000
MA(8)	1.0564	0.0484	21.8326	0.0000
MA(9)	1.0561	0.0394	26.8050	0.0000
MA(10)	0.9155	0.0315	29.1016	0.0000
MA(11)	0.9227	0.0183	50.3282	0.0000
R-cuadrado	0.9759		Prom. var. dep.	0.1082
R-cuadrado ajust.	0.9736		D.E. var. dep.	0.0306
E.E. de regresión	0.0050		CIA	-7.6785
SEC	0.0041		CIS	-7.3781
Log versimilitud	711.9066		HQ	-7.5567
Estad-F	415.4629		E. Durbin-Watson	1.9677
Prob(Estad-F)	0.0000			
Raíces AR	0.82	.19-.67i	.19+.67i	-.39+.49i
	-.39-.49i			
Raíces MA	.85-.52i	.85+.52i	.49+.86i	.49-.86i
	.01+.99i	.01-.99i	-.49+.86i	-.49-.86i
	-.84-.53i	-.84+.53i	-0.99	

Cuadro 10. Modelo ARMA(1,11) con dicotómica entre diciembre de 2008 y noviembre de 2010

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad-t	Prob.
C	0.1047	0.0066	15.8112	0.0000
D_6	-0.0110	0.0034	-3.1858	0.0017
AR(1)	0.2652	0.0784	3.3832	0.0009
MA(1)	1.0973	0.0259	42.2961	0.0000
MA(2)	1.0816	0.0294	36.7835	0.0000
MA(3)	1.1525	0.0286	40.2678	0.0000
MA(4)	1.1655	0.0355	32.7936	0.0000
MA(5)	1.1994	0.0361	33.2305	0.0000
MA(6)	1.1974	0.0313	38.2615	0.0000
MA(7)	1.1373	0.0358	31.7799	0.0000
MA(8)	1.1065	0.0316	34.9807	0.0000
MA(9)	1.0339	0.0250	41.3291	0.0000
MA(10)	1.0266	0.0256	40.1371	0.0000
MA(11)	0.8991	0.0191	47.0932	0.0000
R-cuadrado	0.9753		Prom. var. dep.	0.1082
R-cuadrado ajust.	0.9734		D.E. var. dep.	0.0306
E.E. de regresión	0.0050		CIA	-7.6865
SEC	0.0042		CIS	-7.4391
Log versimilitud	709.6284		HQ	-7.5862
Estad-F	507.4292		E. Durbin-Watson	2.0169
Prob(Estad-F)	0.0000			
Raíces AR	0.27			
Raíces MA	.85+.52i	.85-.52i	.49-.86i	.49+.86i
	-.02-.99i	-.02+.99i	-.51-.85i	-.51+.85i
	-.87+.47i	-.87-.47i	-0.99	

Cuadro 11. Modelo ARMA(2,0) con dicotómica entre diciembre de 2008 y noviembre de 2009

Variable	Coefficiente	Error Estd.	Estad-t	Prob.
C	0.0997	0.0120	8.3060	0.0000
D_7	-0.0188	0.0044	-4.2494	0.0000
AR(1)	1.3562	0.0690	19.6626	0.0000
AR(2)	-0.3995	0.0686	-5.8225	0.0000
R-cuadrado	0.9552		Prom. var. dep.	0.1082
R-cuadrado ajust.	0.9544		D.E. var. dep.	0.0306
E.E. de regresión	0.0065		CIA	-7.2002
SEC	0.0076		CIS	-7.1295
Log versimilitud	655.6203		HQ	-7.1716
Estad-F	1256.6374		E. Durbin-Watson	1.8986
Prob(Estad-F)	0.0000			
Raíces AR	0.92	0.43		