

Análisis de la inflación en Bolivia. Un enfoque Markov-Switching con tres estados

Analysis of Inflation in Bolivia. A Markov-Switching Approach with Three States

*Claudia Mabel Bohórquez Coro**

*Benigno Caballero Claure***

*Rolando Caballero Martínez****

Resumen****

Este documento analiza la evolución de la tasa de inflación interanual en Bolivia con tres estados, en el periodo de 1987 a 2017, con datos de frecuencia trimestral. Para tal efecto se utilizan los modelos markovianos: Switching Markov Regression Arma de orden 3 [MS_ ARMA(3, 2, 1)], con parámetros autoregresivos de orden 1 y 2 y la inclusión de una *dummy* de tendencia en cada régimen. Los resultados demuestran que, en el periodo en estudio, predominan las temporadas de baja y moderada inflación en toda la muestra. Otro hallazgo importante es que la persistencia estimada en la tasa de inflación interanual en Bolivia es del

* Magister en Finanzas, Universidad Andina Simón Bolívar; Analista económico-financiera del Ministerio de Economía y Finanzas Públicas de Bolivia (MEFP).
Contactos: mabel.bohorquez@economiyfinanzas.gob.bo y cbohorquez9@gmail.com.

** Magister en Administración y Políticas Públicas, University of New Mexico (Albuquerque USA); Docente emérito de la FCEFA de la UTO; miembro de la red académica de América Latina y el Caribe sobre China.
Contacto: b_caballero_c@hotmail.com.

*** Candidato a Doctor en Economía por la Universidad Nacional Autónoma de México; Director ejecutivo de Banco de Desarrollo Productivo (BDP-SAM, Bolivia); miembro de la red académica de América Latina y el Caribe sobre China.
Contactos: rolando.caballero@bdp.com.bo; rcaballeromartinez@gmail.com y roland.caballerom@comunidad.unam.mx

**** Queremos agradecer de manera profunda los comentarios y/u observaciones realizados por los señores. árbitros de la ABCE y SEBOL, así como al IISEC-UCB.

orden 0.1174. Ello implica una persistente baja en la inflación, lo que significa que los choques en ella se disipan rápidamente, confirmando así la estabilidad de precios que se gesta desde mediados de los años 90.

Palabras clave: Pronóstico y simulación; regímenes de inflación; series de tiempo.

Abstract

This document analyzes the evolution of the inflation rate in Bolivia with three states, in the period 1987 to 2017, with quarterly frequency data. Markov Models are used for this purpose: a Switching Markov Regression of order 3 [MS_ARMA (3, 2, 1)], with autoregressive parameters of order 1 and 2 and the inclusion of a trend dummy in each regime. The results show that in the period under study, the spells of low and moderate inflation predominate throughout the sample. Another important finding is that the estimated persistence of interannual inflation rate in Bolivia is of order 0.1174, which implies a low persistence in inflation. This means that the shocks in it dissipate quickly, thus confirming the price stability that has been generated since the mid-1990s.

Keywords: Forecast and Simulation; Inflation Regimes; Time Series.

Clasificación/Classification JEL: E27, E42, C22.

1. Introducción

En la línea de Hamilton (1989) y Simón (1996), el presente documento de investigación describe el proceso seguido por la inflación en Bolivia en el periodo comprendido entre 1987 y 2017, con datos de frecuencia trimestral, mediante un modelo Markov-Switching no estructural con tres estados. La idea principal de los modelos Markov-Switching es descomponer la serie temporal en una secuencia de periodos correspondientes a distintos regímenes que son el resultado de un proceso Markov.

La evidencia empírica gráfica y analítica encontrada muestra que la tasa de inflación interanual durante el periodo considerado no ha sido constante a lo largo de la muestra (1987:01 a 2017:04). Por lo mismo, la tasa de inflación fue elevada en el periodo de la post

hiperinflación, se redujo a finales de los años 1990 y experimentó un nuevo salto en 2007-2008 y 2011, mostrando signos de atenuación después de 2014.

Este comportamiento indica la presencia de varios quiebres en la evolución de la tasa de inflación en Bolivia, lo que sin duda alguna puede ser relevante para las autoridades monetarias al momento de tomar decisiones de política económica, debido a la existencia de incertidumbre en relación al régimen en que se encuentra la inflación. Es por esta razón que es pertinente estimar un modelo Markov-Switching para la dinámica de la inflación en Bolivia.

La principal ventaja de esta metodología econométrica respecto a modelos tradicionales es que permite un análisis mediante sencillas funciones de la inflación desfasada para cada uno de los estados, siendo la transición entre regímenes endógena al modelo. En esa línea, los modelos tradicionales permiten modelar la tasa de inflación como una función de un cóctel de variables macroeconómicas, sin tomar en cuenta la posibilidad de que en la misma puedan existir cambios estructurales que afecten a la variable explicada (Simón, 1996).

En este contexto, el objetivo del presente trabajo es analizar y estimar una medida adecuada de regímenes de alta, moderada y baja inflación, tomando en cuenta el periodo de estudio y la frecuencia trimestral de los datos. El análisis consta de dos partes: la primera, en la que se identifican cambios en la tendencia, y la segunda, en la que se determinan los regímenes de inflación alrededor de dicha tendencia.

1.1. Breve revisión de la literatura sobre la tasa de inflación

Estudios sobre la tasa de inflación a nivel nacional

Para el caso boliviano no existen trabajos dedicados exclusivamente a tratar la inflación en regímenes de baja y alta inflación. Una buena parte de las investigaciones corresponde a periodos posteriores a la hiperinflación, como por ejemplo el de Morales (1989) y Morales y Sachs (1990). Otros se enfocan en las estimaciones de los determinantes del traspaso a la inflación del tipo de cambio mediante modelos de vectores auto-regresivos (VAR), como los de Orellana y Requena (1999), Orellana, Lora, Mendoza y Boyán (2000) y Escobar y Mendieta (2003), entre otros.

Los tres únicos trabajos que estiman la persistencia inflacionaria y la inflación en diferentes estados, aunque de manera indirecta, son Valdivia (2008), Mendieta y Rodríguez (2008), y de manera directa, Palmero y Rocabado (2013). Las primeras dos investigaciones, estiman una curva de Phillips Neokeynesiana; Valdivia encuentra que el coeficiente de inercia para el periodo 1990-2003 oscila entre 0.35 y 0.45, en tanto que Mendieta y Rodríguez estiman un coeficiente entre 0.2 y 0.3 para el periodo entre 1990 y 2005. Palmero y Rocabado analizan la inflación desde un punto de vista no estructural y su respectiva volatilidad con un modelo de cambio de régimen con dos estados de 1987 a 2013, y llegan a la conclusión de que, en el periodo de estudio, predominan periodos de baja inflación y que la permanencia promedio en el régimen de baja inflación es mayor, aproximadamente nueve meses, en tanto que la permanencia en el régimen de alta inflación es cercana a los cinco meses.

Asimismo, se puede complementar el análisis de la tasa de inflación con tres estados, con modelos estocásticos de cambio de régimen (*Switching Regression Model*)¹, propuestos inicialmente por James Hamilton (1989). La ventaja que tienen los modelos con cambio de régimen es que, en un entorno de volatilidad, es imprescindible no solo conformarse con estimaciones de la misma y su respectivo pronóstico, sino que es de gran preponderancia para los agentes económicos y hacedores de política monetaria contar con información respecto a las probabilidades de que exista baja, moderada o alta inflación, la persistencia de cada uno de estos estados y su probable duración. Es decir, cuánto se espera que dure un periodo de alta, moderada o baja inflación y cuál es la probabilidad de que se pase de un estado hacia otro.

Sin embargo, las probabilidades de un régimen de baja, moderada o alta inflación, así como su persistencia, no son directamente observables y, por lo mismo, deben inferirse a partir de la información disponible para los agentes económicos. Es por ese motivo que se hace hincapié en los modelos con cambio de régimen, ya que éstos consideran los cambios de estado de la inflación y permiten dar respuesta a lo enunciado en líneas anteriores.

Por tanto, el objeto de estudio de este trabajo es el análisis, estimación y evaluación de mediano plazo de la tasa de inflación interanual en Bolivia, para lo cual se utiliza la metodología de los modelos con cambio de régimen (*Switching Regression Model*) y se trata de responder las siguientes preguntas: ¿cuál es la probabilidad de que la tasa de inflación en Bolivia presente

¹ Todas las metodologías aplicadas tienen la finalidad de analizar, estimar y evaluar la tasa de inflación, y determinar si la misma tiende a aumentar o disminuir con el paso del tiempo.

un cambio de régimen y/o estado (baja, moderada y/o alta)? y ¿en el periodo en estudio predominan más los regímenes de baja, moderada y/o alta inflación?

El artículo está estructurado en cuatro apartados. En el primero se realiza una descripción breve del tema. En el segundo se describe la metodología econométrica. En el tercer apartado se describen los resultados de estimación y evaluación de la misma, y en el último se muestran las conclusiones.

2. Metodología

La hipótesis de modelos econométricos que se encuentran en un solo régimen y/o estado a veces resulta poco creíble. La familia de modelos con cambio de régimen, *Markov-Switching* pretende resolver este problema, y constituye un intento de conseguir predictores de la variable explicada en estudio, utilizando información condicional, para dos o más estados (regímenes) en una economía.

2.1. Modelos Switching Regression

El modelo de cambio de régimen que fue desarrollado por Hamilton (1989), con probabilidad de transición constante, es uno de los más populares para tratar con modelos no lineales de series de tiempo. Sin embargo, diferentes consideraciones económicas sugieren la necesidad de permitir que las probabilidades de transición sean variables. Diebold, Lee y Weinbach (1993) proponen una clase de modelos de cambio de Markov en los cuales la probabilidad de transición de régimen es endógena², variable en el tiempo, es decir que puede cambiar con los fundamentos económicos y/u otras variables exógenas.

2.1.1. Supuestos en el análisis

Existen tres supuestos en la aplicación del modelo de cambio de régimen de Markov utilizados en este trabajo. El primero es que existen tres estados: alta inflación, inflación moderada y baja inflación. Dado que los estados no son observables directamente, éstos son representados por una variable binaria (S_t), la cual está latente. El segundo supuesto implica que existen variables directamente observables cuyos cambios de comportamiento están influidos por el valor de la

2 El primer trabajo en este campo es de Lee (1991).

variable S_t . El comportamiento de la tasa de inflación es diferente durante períodos de elevados precios de las materias primas y *shocks* de oferta que durante períodos de relativa calma. En teoría, se espera una mayor volatilidad de la inflación y una mayor tasa de inflación durante períodos de precios elevados de *commodities* y del petróleo, así como un fuerte componente de inflación importada.

Finalmente, se asume que dado el estado actual de la variable S_t –alta, moderada y baja inflación– existe una probabilidad de permanecer en el mismo estado, o de moverse hacia el otro estado. En el modelo teórico, la probabilidad de moverse de un estado hacia otro y/o viceversa depende del estado de ciertos fundamentos económicos.

2.1.2. El modelo

La variable latente en el modelo sigue una cadena de Markov de 3 estados de primer orden, donde $S_t = 1$ en un estado de inflación baja; $S_t = 2$ denota un estado inflación moderada y $S_t = 3$ representa un estado inflación alta. Cuando el proceso está en el régimen 1, la variable observada y_t –que en nuestro caso es la tasa de inflación interanual– se puede representar por una distribución $N(\mu_1, \sigma_1)$. Si el proceso está en el régimen 2, y_t se representa por una distribución $N(\mu_2, \sigma_2)$ y así de manera análoga para el estado y/o régimen 3. Por lo tanto, el comportamiento de la variable y_t es dependiente de S_t de forma que:

$$\frac{y_t}{S_t} \approx N(\mu_i, \sigma_i^2) \quad (1)$$

La densidad de y_t condicional a S_t es:

$$f(y_t / s_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{s_t}} \exp\left(\frac{-(y_t - \mu_{s_t})^2}{2\sigma_{s_t}^2}\right) \text{ para } S_t = 1, 2, 3 \quad (2)$$

La variable latente del cambio de régimen S_t se caracteriza de acuerdo a la siguiente matriz de probabilidad P_t :

$$\begin{array}{c}
 \text{Momento } t \\
 \begin{array}{ccc}
 \text{Estado 1} & \text{Estado 2} & \text{Estado 3}
 \end{array} \\
 \text{Momento } t-1 \left[\begin{array}{ccc}
 \text{Estado 1} & p'_{11} = F(x'_{t-1}\beta_1) & p'_{12} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_1) & p'_{13} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_1) \\
 \text{Estado 2} & p'_{21} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_2) & p'_{22} = F(x'_{t-1}\beta_2) & p'_{23} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_2) \\
 \text{Estado 3} & p'_{31} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_3) & p'_{32} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_3) & p'_{33} = F(x'_{t-1}\beta_3)
 \end{array} \right]
 \end{array}$$

Donde p'_{ij} es la probabilidad de pasar del estado i en período $t - 1$ al estado j en el período t , y F es una función de distribución acumulativa normal. Los elementos del vector $(k \times 1)x_{t-1}$ son las variables que afectan la probabilidad de transición, β son parámetros estado dependientes y que deberán ser estimados.

Para completar el modelo, es necesario el valor inicial de la probabilidad incondicional de estar en el estado 1 en el momento 1 $P(S_1 = 1)$. El procedimiento de estimación utilizado es máxima verosimilitud, donde la función de verosimilitud se calcula utilizando la iteración descrita en Hamilton (1994, pp. 692-3).

El régimen no observable $\{S_t\}$ se presume que ha sido generado por alguna distribución de probabilidad, para la cual la probabilidad incondicional de que S_t tome el valor j se denota por π_j :

$$P\{s_t = j; \theta\} = \pi_j \quad \text{para } j = 1, 2, 3, \dots, N \tag{3}$$

Las probabilidades π_1, \dots, π_N son incluidas también en θ ; esto significa que θ viene dado por:

$$\theta = (\mu_1, \dots, \mu_N; \sigma_1^2, \dots, \sigma_N^2; \pi_1, \dots, \pi_N)'' \tag{4}$$

La función de densidad conjunta de y_t y S_t es

$$\begin{aligned}
 p(y_t, s_t; \theta) &= f\left(\frac{y_t}{s_t} = j; \theta\right) \cdot P\{s_t = j; \theta\} \\
 p(y_t, s_t = j; \theta) &= \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \exp\left\{-\frac{[y_t - \mu_j]^2}{2\sigma_j^2}\right\}
 \end{aligned} \tag{5}$$

La distribución incondicional de y puede obtenerse al sumar la ecuación anterior sobre todos los valores de j :

$$f(y_t; \theta) = \sum_{j=1}^N p(y_t, s_t = j; \theta) \quad (6)$$

Dado que el régimen S es no observable, la expresión anterior es la densidad relevante que describe el dato observado actual y_t . Si la variable régimen S_t se distribuye i.i.d. en diferentes momentos t , el logaritmo de la verosimilitud para los datos observados puede ser calculado de la distribución incondicional como:

$$\ell(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \theta). \quad (7)$$

La estimación de máxima verosimilitud de θ se obtiene maximizando la ecuación anterior sujeta a las restricciones de que $\pi_1 + \dots + \pi_N = 1$ y que $\pi_j > 0$ para $j = 1, 2, \dots, N$.

Una vez obtenidas las estimaciones de θ , es posible realizar una inferencia sobre qué régimen es más probable que sea el responsable de producir la observación t de y_t .

De la definición de probabilidad condicional se sigue que:

$$P\{s_t = j \mid y_t; \theta\} = \frac{p(y_t, s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} = \left\{ \frac{\pi_j f(y_t \mid s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} \right\} \quad (8)$$

Este número representa la probabilidad de que, dados los datos observados, el régimen no observable de la observación t sea el régimen j .

Dado que las ecuaciones son no lineales, no es posible resolver analíticamente la estimación de θ como función de $\{y_1, y_2, \dots, y_T\}$. Sin embargo, esas ecuaciones sugieren recurrir a un algoritmo iterativo para encontrar el estimador máximo verosímil. Empezando por un valor inicial arbitrario de búsqueda de θ , se itera hasta que el cambio entre dos estimaciones sea menor que algún criterio de convergencia especificado.

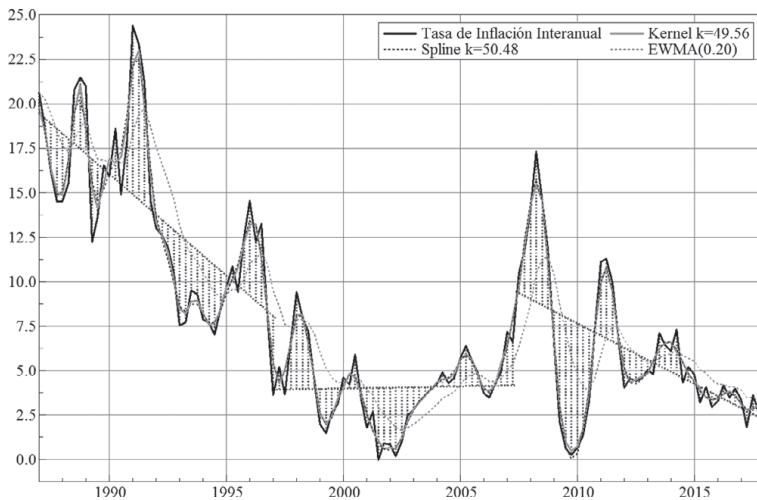
3. Resultados de la estimación

3.1. Aplicación empírica al caso boliviano (enfoque *Switching Regression*)

Una vez verificado el comportamiento estacionario de la variación trimestral de la tasa de inflación interanual en Bolivia³ (ver las pruebas de raíz unitaria en el cuadro 1A y gráficos 1A y 2A del anexo), se puede advertir que la misma tiene raíz unitaria, lo que fue corroborado con distintas pruebas econométricas.

Por otro lado, en el gráfico 1 se presenta la evolución de la tasa de inflación interanual desde 1987 hasta 2017, con frecuencia trimestral. La inflación en Bolivia ha estado afectada por diferentes fluctuaciones a lo largo de las últimas tres décadas. A comienzos de 1980, un conjunto de *shocks* de carácter interno y externo, provocaron una espiral inflacionaria que condujo a la economía hacia un periodo hiperinflacionario, que alcanzó su punto más álgido en el año 1985.

Gráfico 1: Tasa de inflación interanual



Elaboración propia de los autores.

3 La estacionariedad es importante para la estimación de un modelo de series de tiempo porque la aplicación de un modelo de series de tiempo sobre variables no estacionarias puede resultar en la estimación de parámetros falsos. La verificación de la estacionariedad también puede ser un factor importante para pronosticar, pues puede indicar la clase de procesos que se tendrán que construir en los modelos, para realizar predicciones precisas (Diebold y Kilian, 1999).

Hacia finales de la década de los 80 y principios de la década de los 90, con el restablecimiento de la estabilidad de precios, la tasa de inflación empezó a caer, aunque registró un importante aumento en 1988 (21.6%), y entre 1990 y 1991, cuando promedió 19.4%. En el caso de 1988, la tasa de 21.6% es atribuida al aumento en los precios de los carburantes e incrementos salariales. Respecto al período 1990-1991, el promedio de 19.4% se atribuye a los incrementos en el precio de los combustibles a nivel interno y las presiones inflacionarias con un fuerte componente importado.

Con posterioridad a 1991, la paulatina recuperación de la actividad económica boliviana y la menor presión fiscal implicaron un descenso gradual de la inflación, salvo por el aumento en 1995 (12.6%), debido al incremento del precio internacional de productos básicos y por problemas climatológicos.

Un hito en la administración monetaria fue la promulgación de la ley 1670 del Banco Central de Bolivia, en octubre de 1995, en la que se fijó como objetivo del ente emisor “procurar la estabilidad del poder adquisitivo interno de la moneda nacional”, que se interpretó como mantener una inflación baja y estable. En este contexto, a partir de 1996 el BCB comenzó a anunciar, a principios de cada año, un objetivo máximo de inflación, que se convirtió en guía de las políticas monetaria y cambiaria. Con el transcurso del tiempo, este límite se redujo gradualmente, con el fin de lograr la convergencia de la inflación hacia niveles bajos (Banco Central de Bolivia, 2007; Morales, 1989).

Entre 1996 y 2001, la tasa de inflación disminuyó de 8 a 0.9%. El bajo dinamismo del sector real de la economía, que comenzó a finales de 1998, así como el desempleo y la contracción crediticia explican de manera importante el debilitamiento de la demanda y, por tanto, el comportamiento de los precios domésticos.

Asimismo, se puede advertir que, en 1998, 2008 y 2011, la tasa de inflación tiene un salto muy significativo, debido a distintas causas. La primera es que entre 1998 y 1999 se dan las crisis de los tigres asiáticos y de la deuda rusa, así como el efecto samba en Brasil, que terminan afectando en alguna medida a las tasas de inflación en Bolivia. Asimismo, para los años 2008 y 2011 la inflación tiene un fuerte componente importado, por la dinámica y el fortalecimiento de la demanda interna en Bolivia, y los *shocks* de oferta (tal es el caso del fenómeno del niño y la niña, que produce desabastecimiento de bienes de primera necesidad en los mercados).

3.2. Modelos con probabilidad de transición variable

El objetivo de esta sección es identificar si en los períodos de alta, moderada y baja inflación, la tasa de inflación interanual en Bolivia en el período 1987-2017 muestra un cambio de régimen y/o estado. Se utilizan datos trimestrales para la economía boliviana desde enero de 1987 hasta diciembre 2017. La variable dependiente (π_t) en el modelo es la tasa de inflación interanual, en función de componentes autoregresivos de orden 1 y 2 en cada estado, *dummies* de tendencia en cada estado, con la finalidad de capturar la volatilidad y tendencia de la variable de interés a través del horizonte de pronóstico, y la inclusión de la varianza de los residuos en cada estado, esto último para poder corroborar y justificar la modelación de la tasa de inflación en Bolivia por medio de un modelo *Markov-Switching*.

Por lo tanto, para determinar la selección óptima del rezago se aplicó una estrategia que va de lo general a lo particular, empezando desde una especificación de $r=5$ retardos, detectándose que el modelo con el menor *criterio de Akaike* es un modelo *Switching Markov Regression* Arma de orden 3 [MS_ARMA(3, 2, 1)].

Cuadro 1
Criterios de selección de retardos de estadísticos no paramétricos para el modelo MS_ARMA

Rezago q	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn	Akaike/T
5	-7.734	-7.425	-6.350	-0.02538
4	-7.685	-7.403	-6.312	-0.02495
3	-7.857	-7.434	-6.368	-0.02558
2	-7.738	-7.471	-6.371	-0.02501
1	-7.721	-7.425	-6.324	-0.02519

Elaboración propia de los autores.
T es el número de observaciones.

En la estimación con máxima verosimilitud del modelo del cuadro 2 se puede advertir que el coeficiente del logaritmo de sigma del régimen 1 (baja inflación) es -2.67, mientras que del logaritmo del sigma del régimen 2 (moderada inflación) es 0.46 y del logaritmo del sigma del régimen 3 (alta inflación) es 1.27. Por lo mismo, la tasa de inflación interanual en Bolivia es más volátil en periodos de alta inflación que en periodos de baja inflación. Asimismo, se puede afirmar que las pruebas de efectos arch, autocorrelación y normalidad aplicadas a los residuos del modelo MS_ARMA(3, 2, 1) no se rechazan, es decir que se satisfacen los supuestos de

ruido blanco (*shock* o innovación) de los residuos, cumpliéndose así el teorema de Gauss-Markov.

Al mismo tiempo, dentro de los factores comunes en los tres estados, se puede advertir que la *dummy* de tendencia es negativa y estadísticamente significativa, confirmando dos aspectos fundamentales: la volatilidad y la tasa de inflación han tendido a disminuir en cada uno de los estados respectivos. También los componentes Ar(1) y Ar(2) son significativos en cada uno de los regímenes (con excepción del componente Ar (2) en el régimen 1), lo que demuestra la fuerte correlación de la inflación en un periodo determinado con periodos precedentes. Por otro lado, como se estableció en un principio, la varianza de los residuos cambia entre estados de alta, moderada y baja inflación, y además resulta significativa al 1%, lo que es sinónimo de un cambio de régimen significativo y al mismo tiempo avala la ejecución de un modelo con cambio de régimen con tres estados (*Switching Regresión Model*).

Cuadro 2
Estimaciones del modelo MS-ARMA (3, 2, 1) y pruebas de diagnóstico del modelo

Variable	Coefficiente	Std. Error	Z-estadístico	Prob.
Régimen 1 (inflación baja)				
C	19.59895	1.045731	18.74187	0.0000
@TREND	-0.237048	0.014999	-15.80429	0.0000
AR(1)	0.957433	0.217279	4.406474	0.0000
AR(2)	-0.366583	0.229090	-1.600168	0.1096
LOG(SIGMA)	-2.668549	0.254697	-10.47736	0.0000
Régimen 2 (inflación media)				
C	10.48194	0.829875	12.63074	0.0000
@TREND	-0.062032	0.010366	-5.983917	0.0000
AR(1)	0.619260	0.011947	51.83308	0.0000
AR(2)	0.201743	0.013257	15.21758	0.0000
LOG(SIGMA)	0.457909	0.090528	5.058219	0.0000
Régimen 3 (inflación alta)				
C	12.00702	1.000791	11.99753	0.0000
@TREND	-0.081097	0.012744	-6.363774	0.0000
AR(1)	1.417530	0.122299	11.59072	0.0000
AR(2)	-0.543467	0.117417	-4.628502	0.0000
LOG(SIGMA)	1.268576	0.161322	7.863630	0.0000

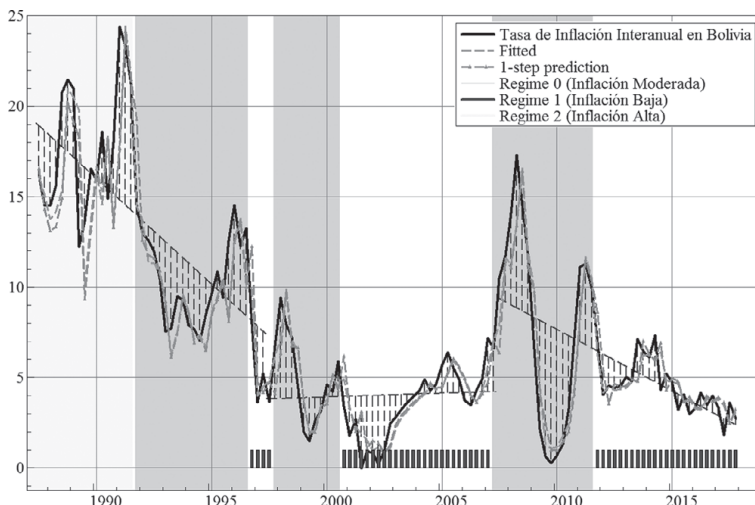
Variable	Coefficiente	Std. Error	Z-estadístico	Prob.
Matriz de parámetros de transición				
P11-C	11.82166	2.551592	4.633052	0.0000
P12-C	8.981048	1.751896	5.126473	0.0000
P21-C	2.092693	0.866508	2.415089	0.0157
P22-C	1.101228	0.696612	1.580835	0.1139
P31-C	10.82933	49.68336	0.217967	0.8275
P32-C	1.512847	0.435137	3.476711	0.0005

Arch LM [p-value (4)]	0.462354	Jarque-Bera [p-value]	0.865875
S.E. of regression	2.365393	Sum squared resid	609.8642
Durbin-Watson stat	2.105862	Log likelihood	-237.9189
Akaike info criterion	4.176111	Schwarz criterion	4.653739

Elaboración propia de los autores.

Por otro lado, en el modelo $MS_ARMA(3, 2, 1)$, estimado para la tasa de inflación interanual en Bolivia, se puede advertir que existe un buen ajuste entre el valor actual y el valor pronosticado por el modelo (Gráfico 2); ello implica un buen seguimiento del proceso generador de datos.

Gráfico 2: Valor actual y pronosticado del modelo Markov-Switching MS-ARMA (3, 2, 1)



Elaboración propia de los autores.

Cuadro 3
Matriz de probabilidades de transición con tres estados

		<i>t</i>		
		σ Medio	σ Bajo	σ Alto
<i>t</i> - 1	σ medio	0.78035	0.04502	0.43617
	σ bajo	0.07704	0.95498	0.00000
	σ Alto	0.14621	0.00000	0.56383

Elaboración propia de los autores.

Cuadro 4
Duración promedio de cada estado (trimestres)

Estado	Duración	Desvió estándar	% de la muestra	Duración promedio
(Inflación baja) Estado 1	55	20.68	45.08%	18.33
(Inflación moderada) Estado 2	50	15.67	40.98%	16.67
(Inflación alta) Estado 3	17	4.67	13.93%	17

Elaboración propia de los autores.

Lo que indican los cuadros 3 y 4 es que los periodos de baja inflación en Bolivia, en el periodo considerado, fueron altamente persistentes. La probabilidad de que periodos de baja inflación estén seguidos por otros de baja inflación en el siguiente trimestre es de 0.95, por lo que estos periodos persistirían durante 55 trimestres, con una desviación estándar de 20.68.

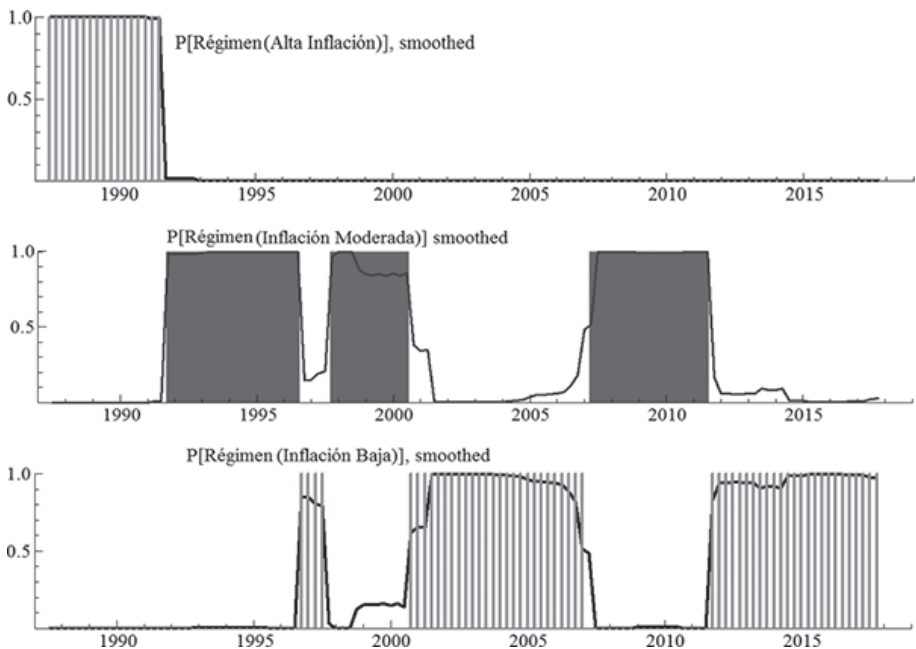
Asimismo, la probabilidad de que a una fase de moderada inflación le siga otra de moderada inflación en el siguiente trimestre es 0.78, por lo que estos episodios persistirían 50 trimestres, con una desviación estándar de 15.67. Por otro lado, la probabilidad de que a una fase de alta inflación le siga otra de alta inflación en el siguiente trimestre es 0.56, por lo que estos episodios persistirían 17 trimestres, con una desviación estándar de 4.67.

Asimismo, las probabilidades de pasar de un periodo de baja inflación a uno de alta y moderada inflación son 0.00 y 0.04, respectivamente, mientras que las probabilidades de pasar de un periodo de alta inflación a uno de moderada y baja inflación son 0.44 y 0.00, respectivamente. Por lo tanto, al observar la matriz de probabilidades de transición que se muestra en el cuadro, se puede afirmar que, una vez que la tasa de inflación interanual en

Bolivia se encuentra en un estado o régimen de baja inflación, es baja la probabilidad de que pase de inmediato al otro estado extremo (alta inflación).

Por último, se puede advertir que la persistencia estimada en la tasa de inflación interanual en Bolivia es del orden de 0.12, lo que muestra una persistencia baja en la inflación. Ello implica que los choques en ella se disipan rápidamente, confirmando así la estabilidad de precios que se ha gestado en Bolivia desde mediados de los años 90, tomando en cuenta que el Banco Central de Bolivia realiza con regularidad operaciones de mercado abierto (inyección de liquidez a la economía); venta de bonos a tasas de interés atractivas, con la finalidad de precautelar la estabilidad de precios.

Gráfico 3: Probabilidad de un estado de alta inflación (arriba) y probabilidad de un estado de baja inflación (abajo) [MS_ARMA (3, 2, 1)]



Elaboración propia de los autores.

En el gráfico 3 se muestran los regímenes de alta, moderada y baja inflación en Bolivia durante el periodo 1987-2017 (datos trimestrales) mediante la estimación de un modelo de cambio de régimen con tres estados, [MS_ARMA(3, 2, 1)], con un enfoque markoviano. Esta

metodología permite identificar y caracterizar los periodos de baja, moderada y alta inflación, mediante la estimación de las probabilidades de ocurrencia relacionadas con cada uno de los estados (baja, moderada y alta inflación).

Por ejemplo, el año 1998 estuvo marcado por tasas de inflación promedio de 7.8%, y por lo mismo, la probabilidad de estar en un régimen de moderada inflación es próxima a uno⁴, debido fundamentalmente a tres razones: el efecto de la crisis asiática de julio de 1997, la crisis financiera rusa de agosto de 1998 y el efecto samba (crisis brasileña) de principios de 1999, que de alguna u otra forma van en desmedro de las economías latinoamericanas en distinto grado.

También se advierten tasas de inflación un poco elevadas para el periodo 2007q3-2009q1, con un promedio de 12.31%. Esto es detectado por el modelo de cambio de régimen, y por lo mismo lo considera significativo, ya que la probabilidad de estar en un régimen de alta inflación para este periodo es mayor a 0.8. Las altas tasas de inflación se deben a tres factores: el primero se asocia a la fuerte demanda de materias primas y *commodities* por parte de las economías BRICS y países industrializados; el segundo está relacionado a un incremento inusitado en los precios del petróleo, alcanzando niveles record de precios, mayores a los US\$ 100 el barril de petróleo, cuyo efecto fue un *shock* de oferta agregada; el tercero tiene que ver con la inflación observada en el primer trimestre de 2008⁵, la cual se explica por choques climáticos severos⁶, aumento de la inflación importada⁷, continuidad de las expectativas inflacionarias y dinamismo de la demanda interna⁸.

4 Cabe recalcar que, según la teoría estadística, la probabilidad tiene un rango de variación de cero a uno.

5 La apreciación de las monedas latinoamericanas y la fuerte depreciación del dólar americano frente al euro y otras monedas fuertes habría desatado también presiones inflacionarias en el año 2008. Esto se debe a que la mayor apreciación de las monedas de los países de la región en los últimos años, frente a una apreciación moderada del boliviano y la diferencial que se generó, provocarían una presión inflacionaria adicional en Bolivia, debido al desabastecimiento de bienes por arbitraje legal o ilegal (contrabando).

6 En 2007, el fenómeno climático "El Niño" se constituyó en el principal choque de oferta, mientras que en el primer trimestre de 2008 fue "La Niña", con una intensidad mayor a la prevista en el IPM de enero. Su irrupción ocasionó un aumento sustantivo en las precipitaciones pluviales e inundaciones a nivel nacional.

7 El efecto del fenómeno climático "La Niña", los incrementos en la cotización internacional del trigo, el aceite de soya y los productos lácteos en el año 2008, así como el alza en el precio internacional del petróleo ese mismo año, se tradujeron en un aumento de precios generalizado en la región, aunque con distinta intensidad.

8 La demanda agregada para este periodo fue más dinámica por factores de origen externo e interno. Entre los primeros se destacan el balance favorable en el comercio con el exterior y las crecientes remesas provenientes de trabajadores bolivianos en España, Estados Unidos, Argentina y otros países. Esto resultó en una importante acumulación de reservas internacionales en el primer trimestre de 2008, que representa más de 2.5 veces del saldo en igual trimestre de 2007.

A lo anterior se suman los buenos precios de las materias primas, alimentos, productos agrícolas y metales preciosos (tal es el caso del oro, la plata y el estaño), lo que en alguna medida trajo un fuerte componente de inflación importada. Esto se refleja en una tasa de inflación externa interanual promedio del 13.10% para el periodo 2007q3-2009q1. Por último, otra explicación es la misma génesis y vivencia de la crisis financiera global disparada por la crisis de las hipotecas subprime a inicios de 2007 y sus efectos en los mercados financieros mundiales, la que fue desatada primero en Estados Unidos en 2007 y después se extendió a escala mundial.

Asimismo, para el periodo 2011q1-2011q4, el promedio de las tasas de inflación es de 9.90%, la cual es significativa debido a que la probabilidad de estar en un régimen de alta inflación para este periodo es mayor a 0.75, resultado del fuerte componente de inflación importada y la recuperación de los precios del petróleo. En el caso de la inflación importada, un 70% de la inflación en el año 2011 tiene que ver con la importación de alimentos, los que inciden en la canasta familiar. Eso implica que el aumento de la demanda de alimentos y bienes de construcción en el año 2011 obligó a que estos productos, cuyos precios suelen ser altos, fuesen importados. Según datos del INE, la importación de alimentos de enero a octubre de 2011 fue de US\$ 476.05 millones, que representa un aumento del 52.3% respecto a similar período de 2010, cuando fue de US\$ 312.49 millones⁹.

4. Conclusiones

El objetivo del presente trabajo ha sido analizar y estimar una medida adecuada de regímenes de alta, moderada y baja inflación entre 1987 y 2017, con datos frecuencia trimestral. Se ha elegido la tasa de inflación interanual por ser la referente del indicador de precios en Bolivia. Los resultados indican que en el periodo muestral estudiado predominan en términos de duración los regímenes de baja y moderada inflación.

El modelo con cambio de régimen (*Switching Regression Model*) confirma que predominan los periodos de baja inflación en toda la muestra. Por ejemplo, la probabilidad de que una baja inflación esté seguida por otra de baja inflación en el siguiente trimestre es de 0.95, esto puede

⁹ *Esto significa que la población demanda de más bienes, más alimentos (...) y esto también provoca, de alguna manera, inflación para el año 2011* (Palmero y Rocabado, 2013).

deberse a las distintas medidas de política monetaria y cambiaria que el Banco Central ha llevado a cabo para dar lugar a la estabilidad de precios.

Por otro lado, la probabilidad de que a una fase de alta inflación le siga otra fase de alta inflación en el siguiente trimestre es de 0.56. Como puede advertirse, ésta es una probabilidad que se encuentra relativamente lejana a la unidad y está concentrada en el período de 1987 a 1991. Por último, la probabilidad de que a una fase de inflación moderada le siga otra fase de inflación moderada en el siguiente trimestre es de 0.78.

El periodo de inflación moderada (2007q04-2009q01) se explica por choques climáticos severos, aumento de la inflación importada, continuidad de las expectativas inflacionarias y dinamismo de la demanda interna. Además, a ello se suman los buenos precios de las materias primas, alimentos, productos agrícolas y metales preciosos (tal es el caso del oro, la plata y el estaño), lo anterior trajo un fuerte componente de inflación importada.

El segundo periodo de inflación moderada (2011q01-2011m04) se debería a un fuerte componente de inflación importada y a la recuperación de los precios de petróleo. En el caso de la inflación importada, un 70% de la inflación en el año 2011 tiene que ver con la importación de alimentos, los que inciden en la canasta familiar

Por último, la utilidad del presente documento de investigación es hacer uso de la metodología *Markov-Switching* para brindar información a decisores de política económica, permitiendo la identificación de los periodos en los que la inflación podría cambiar de régimen. Si bien el presente enfoque de carácter no estructural no permite entender los motivos por los cuales la inflación cambia de régimen, es muy útil como herramienta econométrica para analizar y evaluar la dinámica de la inflación a través del horizonte de pronóstico. Por lo tanto, a pesar de la importancia de los resultados hallados, queda pendiente para próximas investigaciones avanzar hacia una explicación del presente documento utilizando un enfoque estructural de cambios de régimen.

Fecha de recepción: 19 de diciembre de 2019

Fecha de aceptación: 22 de abril de 2020

Manejado por ABCE/SEBOL/IISEC

Referencias

1. Banco Central de Bolivia (BCB). (2007). *Memoria del Banco Central de Bolivia*. Recuperado de <https://www.bcb.gob.bo/?q=content/memoria-2007>.
2. Diebold, F.X; Lee, J.H. y Weinbach, G.C. (1993). Regime-Switching with time varying transition probabilities. En C.Hargreaves (ed.), *Nonstationary Time Series and Cointegration*. Oxford University Press.
3. Diebold, F.X y Kilian, L. (1999). *Unit Root Test are Useful for Selecting Forecasting Models*. NBER Working Paper N° 6928.
4. Escobar, F y Mendieta, P. (2003). Inflación y depreciación en una economía dolarizada: el caso de Bolivia. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 7(1), 7-50.
5. Hamilton, J. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.
6. ----- (1994). *Times Series Analysis*. Princenton University Press.
7. Lanne, M.; Lütkepohl, H. y Saikkonen, P. (2002). Comparison of unit root tests for time series with level shifts. *Journal of Time Series Analysis*, 23(6), 667-685.
8. Lee, J.H. (1991). *Nonstationary Markov Switching Models of Exchange Rates: The Pound-Dollar Exchange Rate*. PhD Dissertation, University of Pennsylvania.
9. Mendieta, P. y Rodríguez, H. (2008). *Una curva de Phillips neokeynesiana empírica para el caso de Bolivia*. Presentado en el Primer Encuentro de Economistas de Bolivia La Paz, 14 y 15 de agosto de 2008.
10. Morales, J. A. (1989). *La transición de la estabilidad al crecimiento sostenido en Bolivia*. Documento de Trabajo IISEC N° 04/89. Universidad Católica Boliviana "San Pablo".
11. Morales, J. A. y Sachs, J. (1990). Bolivia's Economic Crisis. En J. Sachs (ed.), *Developing Country Debt and Economic Performance*. Chicago y Londres Press.
12. Orellana, W; Lora, O; Mendoza, R. y Boyán, R. (2000). La política monetaria en Bolivia y sus mecanismos de transmisión. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 3(1), 81-123.
13. Orellana, W y Requena, J. (1999). Determinantes de la inflación en Bolivia. *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, 2(2), 7-39.

14. Palmero, M. y Rocabado, P. (2013). Inercia inflacionaria en Bolivia: un análisis no estructural. *Revista de Análisis de Banco Central de Bolivia*, 17(1), 17-43.
15. Simon, J. (1996). *A Markov-Switching Model of Inflation in Australia*. Research Discussion Paper 9611, Economic Group, Reserve Bank of Australia.
16. Valdivia, V. (2008). *¿Es importante la fijación de precios para entender la dinámica de la inflación en Bolivia?* Working Paper Series 02/2008, Instituto de Estudios Avanzados del Desarrollo.

Anexo

Las pruebas de raíz unitaria aplicadas a la serie tasa de inflación son con y sin quiebre estructural, y confirman que la tasa de inflación sigue un proceso integrado de orden I (1).

Cuadro 1A
Pruebas de raíz unitaria a la serie tasa de inflación
interanual de Bolivia de frecuencia trimestral

	Pruebas raíz unitaria	ADF	KPSS	PHILLIPS PERRON	UR con quiebre endógeno en 1991 Q1	JARQUE BERA estadístico	JARQUE BERA p-value
Tasa de inflación en niveles	Valor crítico calculado	-1.16	6.24	-1.26	-2.14	29.61	0.00000
	Valor tablas al 5%	-2.28*	2.62*	-3.43**	-3.03**	Sesgo 1.23	Curtosis 4.66
Tasa de inflación en primera diferencia	Valor crítico calculado	-5.03	0.14	-12.42	-7.54	8.03	0.01802
	Valor tablas al 5%	-2.43**	0.83*	-4.22*	-3.27*	Sesgo -0.32	Curtosis 4.42

- Pruebas válidas al 95% de confianza; ADF con tendencia, intercepto y *dummies* estacionales; Phillips-Perron con tendencia e intercepto; KPSS con intercepto; UR con tendencia, intercepto y *dummies* estacionales. Phillips-Perron y KPSS pruebas estimadas por el método Bartlett-Kernel-Spectral.

*Con tres rezagos; ** con cuatro rezagos.

- Los rezagos óptimos fueron seleccionados siguiendo el enfoque de reducción progresiva, hasta obtener el mejor resultado observando la R^2 ajustada, criterios de Akaike (AIC) y Schwarz (SBIC), prueba F, correlación serial y HAC.

- Para las pruebas ADF y Phillips-Perron, los valores críticos son los de MacKinnon; la prueba UR con un quiebre endógeno es la de Lanne *et al.*, (2002); la prueba KPSS es la de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

- Todas las pruebas de raíz unitaria muestran que la variable inflación tiene un orden de integración uno I(1), y que la misma no cumple con el supuesto de normalidad.

Elaboración propia de los autores.

Gráfico 1A: Prueba UR con un quiebre endógeno en 1991 - Q1 para la tasa de inflación en niveles

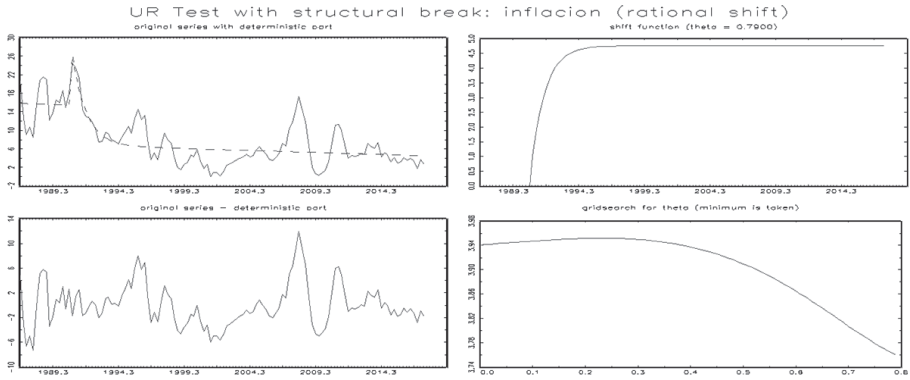


Gráfico 2A: Prueba UR con un quiebre endógeno en 1991 - Q1 para la tasa de inflación en primeras diferencias

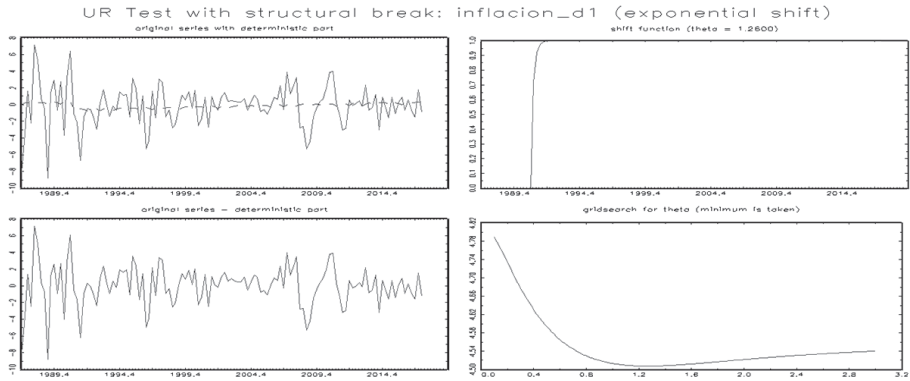
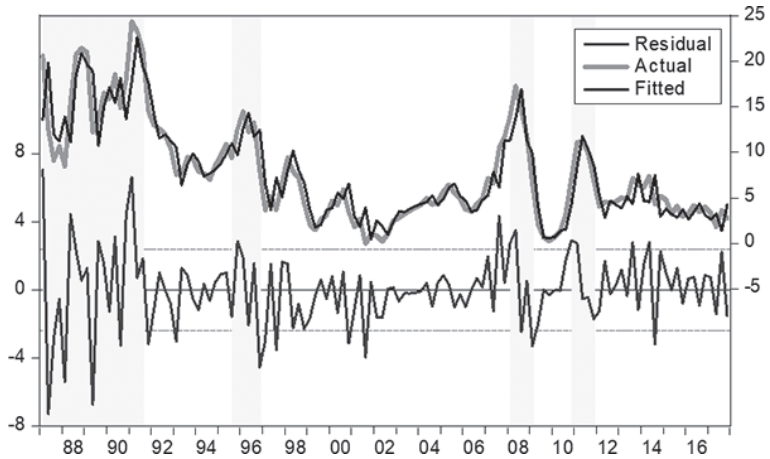
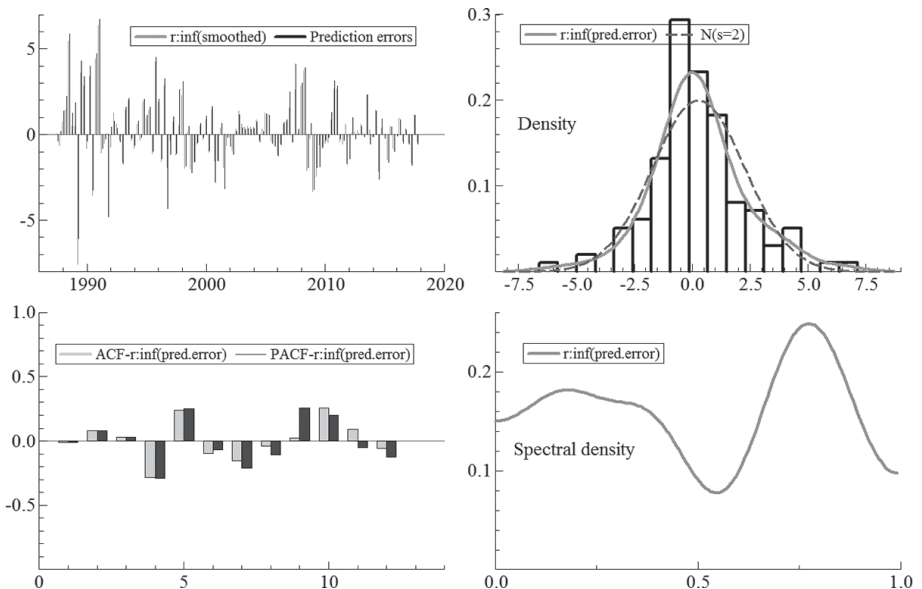


Gráfico 3A: Valor actual y pronosticado del modelo MS_ARMA (3, 2, 1)



Elaboración propia de los autores.

Gráfico 4A: Predicción de errores (arriba izquierda); estimación de Kernell (arriba derecha); función de autocorrelación (abajo izquierda); función de autocorrelación parcial (abajo izquierda) y densidad espectral (abajo derecha) de un modelo Markov Switching; [MS_ARMA (3, 2, 1)].



Elaboración propia de los autores.

