

ANÁLISIS DE LA TASA DE INFLACIÓN INTERANUAL PARA BOLIVIA. UN ENFOQUE MARKOV - SWITCHING

Claudia Mabel Bohórquez Coro¹

Benigno Caballero Claure²

Rolando Caballero Martínez³

1 Universidad Mayor de San Andrés (La Paz Bolivia), Universidad Andina Simón Bolívar (La Paz, Bolivia).

2 Universidad Técnica de Oruro, University of Albuquerque (EE.UU.) y Miembro de la Red Académica de América Latina y el Caribe sobre China (RED ALC-CHINA).

3 Universidad Nacional Autónoma de México, Centro de Estudios Monetarios y Financieros (CEMFI, Madrid, España) y Miembro de la Red Académica de América Latina y el Caribe sobre China (RED ALC-CHINA).

RESUMEN

Este documento analiza la evolución de la tasa de inflación interanual en Bolivia con dos estados, en el periodo 1998:01 a 2017:04 y presenta evidencia de que en la misma predominan más los periodos de baja inflación, para tal efecto se utiliza los modelos markovianos: **Switching Markov Regression de orden 2 [MSARX(2)]**, con parámetros autoregresivos y la inclusión de la tasa de depreciación, la oferta monetaria y la tasa de inflación interanual del índice de precios externos como posibles variables explicativas. Los resultados demuestran, que predominan más los periodos de baja inflación en toda la muestra. Así, por ejemplo, la probabilidad de que una baja inflación esté seguida por otra de baja inflación en el siguiente trimestre es de: 0.969, a su vez, la probabilidad de que una alta inflación esté seguida por otra de alta inflación en el siguiente trimestre es de: 0.766. Otro hallazgo importante es la persistencia estimada en la tasa de inflación interanual en Bolivia, es del orden 0.13619 ello implica una persistencia baja en la inflación. Ello implica, que los choques en ella se disipan rápidamente.

Palabras Clave

Macroeconomía, Inflación, Regímenes de Inflación, Series de tiempo

ABSTRACT

This document analyzes the evolution of the interannual inflation rate in Bolivia with two states, in the period 1998: 01 to 2017: 04 and presents evidence that periods of low inflation predominate in it. For this purpose, the models are used Markovians: Switching Markov Regression of order 2 [MSARX (2)], with autoregressive parameters and the inclusion of the depreciation rate, the money supply and the interannual inflation rate of the external price index as possible explanatory variables. The results show that periods of low inflation predominate more throughout the sample. Thus, for example, the probability that low inflation is followed by low inflation in the following quarter is: 0.969, in turn, the probability that high inflation is followed by high inflation in the following quarter is: 0.766. Another important finding is the estimated persistence in the interannual inflation rate in Bolivia, which is of the order of 0.13619, which implies a low persistence in inflation. This implies that the shocks in it dissipate quickly.

Keywords

Macroeconomics, Inflation, Inflation Regimes, Time Series

Clasificación JEL: E03, C51, E42, C22

1. INTRODUCCIÓN

En cualquier economía, el estudio de la inflación siempre será un tema apasionante con un gran número de aristas. Por ejemplo, se puede responder de manera cuantitativa algunas de las siguientes preguntas: ¿cuáles son las principales fuentes de este fenómeno?, ¿las conclusiones de la teoría económica de la inflación están fundamentadas por la evidencia empírica? En definitiva, las causas de estudiarla pueden ser diversas, pero, en cualquier caso, el objetivo es intentar encontrar una respuesta clara, que deje poco margen a las dudas.

Por lo mismo se puede afirmar que en Bolivia se mantuvo por más de 25 años un régimen de tipo de cambio deslizante (*crawling peg*), régimen que fue utilizado como estrategia de las medidas de estabilización adoptadas para detener la crisis de la hiperinflación de 1985. Luego de esta estabilización de la economía, Bolivia experimentó un deterioro constante en su balanza en cuenta corriente que tuvo en efecto pernicioso en su balanza de pagos. La inestabilidad externa, de mediados de los años 90 propició una tendencia descendente de los precios de los *commodities* internacionales, se generalizó a nivel mundial afectando las exportaciones bolivianas a razón de las bajas cotizaciones de los productos en el mercado internacional. A ello se añade el efecto tequila de 1994 en México, la devaluación de la moneda brasilera (el efecto samba de 1999), y

la crisis argentina (2002) que derivaron en una situación económica frágil no solamente de Bolivia, sino de todos los países de la región latinoamericana.

Ante esta situación, se adiciona la crisis de las empresas punto com en Estados Unidos de finales de los años 90 y la crisis financiera *sub prime* de Estados Unidos de septiembre del 2008. Pese a esta situación económica frágil a nivel latinoamericano, a partir del 2006, la economía boliviana registró cambios importantes en cuanto a su fortaleza macroeconómica que se tradujo en la mejora de los términos de intercambio, estabilidad del tipo de cambio nominal⁴ y un superávit de la balanza comercial.

En este contexto, el objetivo del presente trabajo ha sido analizar y estimar una medida adecuada de regímenes de alta y baja inflación, tomando en cuenta el periodo de estudio y la frecuencia trimestral de los datos. Asimismo, se desea realizar pronósticos de mediano plazo para la tasa de inflación interanual en Bolivia. Se ha elegido la tasa de inflación interanual, por ser la referente del indicador de precios en Bolivia.

4 Estabilidad cambiaria, denominado a veces el proceso de bolivianización de la economía después del 2006, que se vio reflejado en una continua apreciación de la moneda nacional desde que asume el gobierno actual desde el 2006.



1.1 BREVE REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE LA TASA DE INFLACIÓN

En los 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 trabajos relacionados a la inflación corresponden a periodos después de la hiperinflación, como ejemplo tenemos el caso de Morales, J. (1989) y Morales, J. y Sachs, J., (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) algunos ejemplos son Orellana y Requena (1999), Orellana, et al. (2000), Escobar y Mendieta (2005), 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 (2008) estiman un coeficiente entre 0,2 y 0,3 para el periodo que va entre 1990 y 2005. En

el caso de Palmero y Rocabado (2013) analizan la inflación desde un punto de vista no estructural⁵ y su respectiva volatilidad con un modelo de cambio de régimen con dos estados desde 1987-2013 y llegan a la conclusión que, en el periodo de estudio, predominan más periodos de baja inflación y que la permanencia promedio en el régimen de baja inflación es mayor, aproximadamente 9 meses, en tanto que la permanencia en el régimen de alta inflación es cercana a los 5 meses.

5 Palmero y Rocabado (2013) realizan un análisis de la tasa de inflación para Bolivia, tomando en cuenta un modelo con cambio de régimen con dos estados de carácter no estructural, vale decir la variable explicada en función de sus propios rezagos en cada uno de los estados (componentes autoregresivos de distinto orden). La principal diferencia de nuestro documento de investigación respecto al primero, va recaer en tres aspectos: a) el periodo en estudio, b) la utilización de un modelo con cambio de régimen con dos estados de carácter estructural {*Switching Markov Regression de orden 2 [MSARX(2)]*} donde se supone que existe un cóctel de variables (parámetros autoregresivos, la inclusión de la tasa de depreciación, la oferta monetaria y la tasa de inflación interanual del índice de precios externos) que influirían en distinto grado a la variable explicada en ambos estados y c) la utilización del modelo {*Switching Markov Regression de orden 2 [MSARX(2)]*} para realizar pronósticos de la tasa de inflación interanual fuera de la muestra (2018, 2019, 2020).

Asimismo para complementar el análisis de la tasa de inflación con dos estados con los modelos estocásticos de cambio de régimen (*Switching Regression Model*)⁶, propuesto inicialmente por James Hamilton (1989). En esa línea la ventaja que tiene los modelos con cambio de régimen se debe a que en un entorno de volatilidad es imprescindible no solo conformarse con estimaciones de la volatilidad y su respectivo pronóstico, sino que es de gran preponderancia para los agentes económicos e inversores financieros contar con información respecto a las probabilidades que tienen de observar baja o alta inflación, la persistencia de las mismas, la probable duración de cada uno de los estados, es decir, cuánto se espera que dure un periodo de alta (baja) inflación y cuál es la probabilidad de que se pase a un estado de alta inflación cuando la tasa de inflación, se encuentra en el estado de alta volatilidad o viceversa.

Sin embargo, las probabilidades de estar en un régimen de baja 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 inicialmente se hace hincapié en los modelos con cambio de régimen

ya que éste considera los cambios de estado de la inflación y además nos permite dar respuesta a lo enunciado en líneas anteriores.

Por tanto, en este trabajo nos planteamos como objeto de estudio el análisis; estimación y pronóstico de mediano plazo de la tasa de inflación interanual en Bolivia, utilizando la metodología de los modelos con cambio de régimen (*Switching Regression Model*) y se trata de responder las siguientes preguntas: ¿Cuál es la probabilidad para la tasa de inflación en Bolivia de presentar un cambio de régimen y/o estado (baja y/o alta)?; ¿Si en el periodo en estudio predominan más los regímenes de baja y/o alta inflación? y ¿Dadas las dos preguntas anteriores, cuál será el pronóstico de la tasa de inflación para los próximos años?.

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

2. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

La hipótesis de modelos econométricos que se encuentran en un solo régimen y/o estado a veces

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



resulta poco creíble. La familia de modelos con cambio de régimen, **Markov-Switching** pretende resolver este problema, y constituyen 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 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 el deseo de permitir que las probabilidades de transición sean variables. Diebold *et al.* (1993) proponen una clase de modelos de cambio de Markov en los cuales la probabilidad de transición de régimen son endógenas⁷, variables en el tiempo, es decir donde puedan variar con los fundamentos económicos y/o 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 primer supuesto es

que existen dos estados: período de alta inflación y período de baja inflación. Dado que los estados son no 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 está influido por el valor de la 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 particular en teoría se espera, una mayor volatilidad de la inflación y una mayor tasa de inflación durante periodos de elevados precios de los commodities, elevados precios del petróleo y un fuerte componente de inflación importada.

Finalmente, se asume que dado el estado actual de la variable S_t – alta y baja inflación – existe una probabilidad cierta de permanecer en el mismo estado, o de moverse hacia el otro estado. En el modelo teórico, la probabilidad de moverse de un estado de baja inflación hacia uno de alta inflación 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 2

⁷ El primer trabajo en esta área es de Lee (1991).

estados de primer orden, donde $S_t = 1$ un estado inflación baja y $S_t = 2$ denota un estado de 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 presume que se puede representar por una distribución $N(\mu_1, \sigma_1^2)$. Si el

proceso está en el régimen 2, y_t se representa por una distribución $N(\mu_2, \sigma_2^2)$. Por lo tanto, el comportamiento de la variable dependiente y_t es dependiente de S_t de forma que:

$$\frac{y_t}{s_t} \approx N(\mu_i, \sigma_i^2)$$

La densidad de y_t , condicional a S_t es:

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

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

	<i>Momento t</i>	
	<i>Estado 1</i>	<i>Estado 2</i>
<i>Momento t - 1</i>	Estado 1 $p'_{11} = F(x'_{t-1}\beta_1)$ Estado 2 $p'_{21} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_2)$	$p'_{12} = 1 - F(x'_{t-1}\beta_1)$ $p'_{22} = F(x'_{t-1}\beta_2)$

En 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 de 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, págs. 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 que S_t tome el valor j se denota por π_j :

$$P\{S_t = j; \theta\} = \pi_j \text{ para } j = 1, 2, \dots, N$$

Las probabilidades $\pi_1, \dots, \pi_N$ son incluidas también en θ ; esto significa que θ viene dado por:

$$\theta = (\mu_1, \dots, \mu_N; \sigma_1^2, \dots, \sigma_N^2; \pi_1, \dots, \pi_N)$$

La función de densidad conjunta de y_t y S_t

$$p(y_t, s_t; \theta) = f\left(\frac{y_t}{s_t} = j; \theta\right) \cdot P\{s_t = j; \theta\}$$

$$p(y_t, s_t = j; \theta) = \frac{\pi_j}{\sqrt{2\pi}\sigma_j} \exp\left\{-\frac{[y_t - \mu_j]^2}{2\sigma_j^2}\right\}$$

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

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

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,

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

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 $\pi_j \geq 0$ para $j = 1, 2, \dots, N$.

Una vez obtenida las estimaciones de θ , es posible realizar una inferencia sobre que 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:

$$P\{s_t = j / y_t; \theta\} = \frac{p(y_t, s_t; \theta)}{f(y_t; \theta)}$$

$$= \left\{ \frac{\pi_j f(y_t / s_t = j; \theta)}{f(y_t; \theta)} \right\}$$

Este número representa la probabilidad, dado los datos observados, que 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 comienza iterando hasta que el cambio entre dos estimaciones es menor que algún criterio de convergencia especificado.

3. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

3.1 APLICACIÓN EMPIRICA AL CASO BOLIVIANO, ENFOQUE SWITCHING REGRESSION

Primeramente verificamos el comportamiento estacionario de la variación trimestral de la tasa de inflación interanual en Bolivia⁸ (ver las pruebas de raíz unitaria a la serie

de tiempo en el cuadro 1), se puede advertir que la misma tiene raíz unitaria, corroborado con distintas pruebas econométricas.

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

Cuadro 1

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 2008 Q2 y Q3	JARQUE BERA Estadístico	JARQUE BERA p-value
Tasa de inflación en niveles	Valor Critico 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 Critico 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

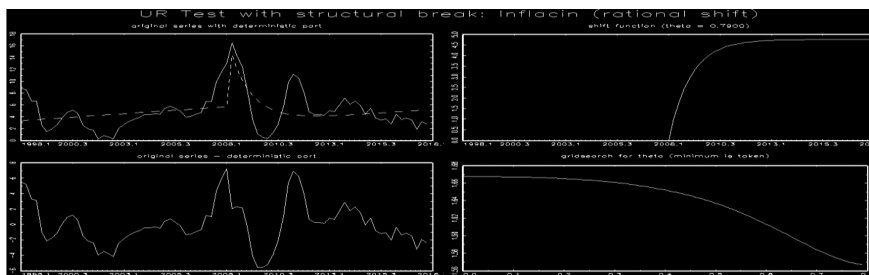
- Pruebas válidas al 95% de significación. ADF, con tendencia, intercepto y dummies estacionales; Phillips-Perron, con tendencia e intercepto; KPSS, con intercepto; UR con tendencia, intercepto y dummies estacionales. Phillips-Perron y KPSS pruebas estimadas por el método Bartlett-Kernel-Spectral.

8 La estacionariedad es importante para la estimación de un modelo de series de tiempo: la aplicación de un modelo de series de tiempo sobre variables no estacionarias, puede resultar en la estimación de parámetros falsos en el modelo. La verificación de la estacionariedad también puede ser un factor importante para pronosticar: puede decirnos la clase de procesos que tendremos que construir en nuestros modelos, para realizar predicciones precisas, Diebold y Kilian (1999).

*Con tres rezagos; ** con cuatro rezagos.

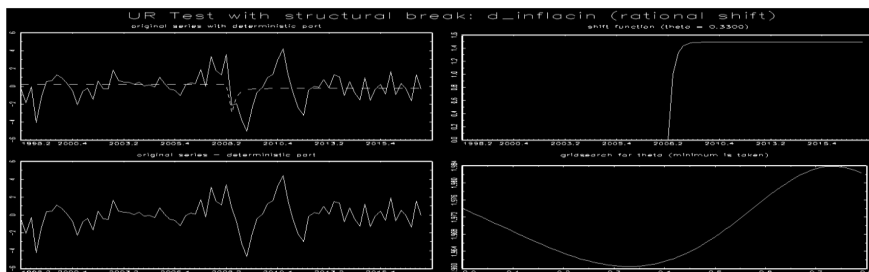
- Los rezagos óptimos fueron seleccionados siguiendo el enfoque de reducción progresiva hasta obtener el mejor resultado observando la R2 ajustada, criterios de Akaike (AIC) y Schwarz (SBIC), prueba F, correlación serial y HAC.
- Para las pruebas ADF y Phillips-Perron los valores críticos son los de MacKinnon; prueba UR con un quiebre endógeno son los de Lanne et al.; prueba KPSS son los de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.
- En todas las pruebas de raíz unitaria se acepta que la variable inflación tiene un orden de integración uno I (1) y que la misma no cumple con el supuesto de normalidad.

Prueba UR con un quiebre endógeno en 2008 – Q2, para la tasa de inflación en niveles



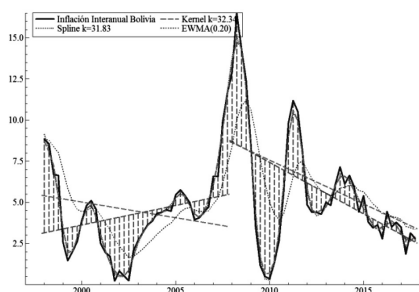
Elaboración propia de los autores

Prueba UR con un quiebre endógeno en 2008 – Q3, para la tasa de inflación en primeras diferencias



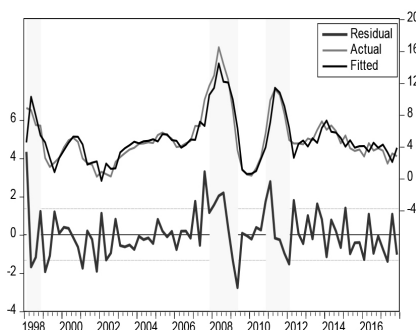
Elaboración propia de los autores

Figura 1
Tasa de Inflación Interanual



Elaboración propia de los autores

Figura 2
Valor actual y pronosticado del modelo
MSARX (2)



Elaboración propia de los autores

En la figura 1 se presenta la evolución gráfica de la tasa de inflación interanual desde 1998 hasta 2017, en la misma se puede advertir que en 1998, 2008 y 2011 la tasa de inflación tiene un salto muy significativo, debido a distintas causas. La primera, por los años de 1998 existe la crisis de los tigres asiáticos, la crisis de la deuda rusa y el efecto samba en 1999 en Brasil, que termina afectando en

alguna medida a las tasas de inflación en Bolivia, Orellana, W. (1996) y Morales, J. (1989). Asimismo, para los años 2008 y 2011 la inflación tiene un fuerte componente importado, la dinámica y el fortalecimiento de la demanda interna en Bolivia, shocks de oferta (tal es el caso de los fenómenos del Niño y la Niña que producen desabastecimiento de bienes de primera necesidad en los mercados) y una fuerte apreciación de la moneda boliviana y de otras monedas, respecto al dólar americano, que justamente las diferenciales de apreciación que existen en nuestro país, respecto a otras economías latinoamericanas, habría provocado tasas de inflación elevadas en los años 2008 y 2011. Por otro lado, en la figura 2 se muestra el valor actual y pronosticado del modelo MSARX (2) estimado del cuadro 2.

3.2.1 MODELOS CON PROBABILIDAD DE TRANSICIÓN VARIABLE

El objetivo de esta sección es identificar los períodos de alta probabilidad y/o baja probabilidad de la tasa de inflación interanual en Bolivia en el período 1998 – 2017 con datos trimestrales, además de observar la influencia de variables de economía política en el cambio de regímenes.

Se utiliza datos trimestrales para la economía boliviana desde enero de 1998 y hasta diciembre 2017. La



variable dependiente (π_t) en el modelo es la tasa de inflación interanual de Bolivia, en función de la tasa de depreciación cambiaria, la oferta monetaria 2 y la tasa de inflación interanual del índice de precios externos.

Por lo tanto, para determinar la selección óptima del rezago, se aplicó una estrategia de general a lo particular, empezando desde una especificación de $r=5$ retardos y se detectó que el modelo con el menor criterio de akaike es un modelo MSARX (2) – e (1).

Cuadro 2
Criterios de selección de retardos de estadísticos no paramétricos para el modelo MSARX (q)

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

Elaboración propia de los autores, Donde T es el Nro. de observaciones

En la estimación con máxima verosimilitud de este modelo del cuadro 2 se puede advertir que mediante un proceso de transformación que la sigma del régimen 1 (baja inflación) es -1.64, mientras que la sigma del régimen 2 (alta inflación) es 0.33, por lo tanto, la tasa de inflación interanual

en Bolivia es más volátil en periodos de alta inflación que en periodos de baja inflación. También, se puede advertir que las pruebas de efectos arch; autocorrelación y normalidad aplicados a los residuos del modelo MSARX (2) no se rechazan, es decir que se cumplen los supuestos de ruido blanco (shock o innovación) de los residuos.

Al mismo tiempo, dentro de los factores comunes, se puede advertir que tanto las dummies de intervención para los años 2009-Q04 y 1999-Q01 (Periodos en donde la tasa de inflación en el caso del 2009 alcanza un nivel del 0.50%) son significativos al 1% de significancia al igual que los componentes Ar(1), Ar(2) y la dummy de tendencia. Por otro lado, como dijimos en un principio, la varianza de los residuos que cambia entre estados de alta y baja inflación resulta significativa al 1 por ciento, lo que es sinónimo de un cambio de régimen significativo y al mismo tiempo avalaría también la ejecución de un modelo con cambio de régimen (*Switching Regresión Model*). Por último, la tasa de depreciación; la oferta monetaria y la inflación externa resultan significativos al (5%, 10% y 1% de significancia) para explicar el régimen de alta inflación. Mientras, que en el régimen de baja inflación solo la tasa de depreciación y la inflación externa al (5% y 10% de significancia) resultan ser importantes para explicar la inflación en este régimen. Este último, nos afirmaría

que, en un régimen de baja inflación, el movimiento de la oferta monetaria a través de operaciones de mercado abierto (inyectar y/o quitar liquidez a la economía) no tiene mucho efecto sobre la tasa de inflación.

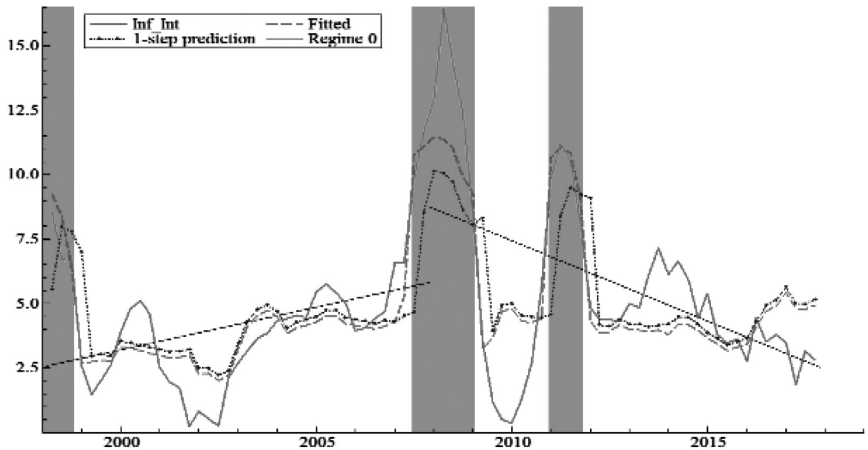
Cuadro 3
Estimaciones del modelo MSARX (2) y pruebas de diagnóstico del modelo

Variable	Coefficiente	Std. Error	Z-Estadístico	Prob.
Régimen 1 (Baja Inflación)				
IPX_INT	0.004145	0.017774	-0.233184	0.0856
M2	0.003531	0.004596	0.768376	0.4423
LOG(TC)	2.575344	1.249304	2.061423	0.0393
LOG(SIGMA)	-1.640857	0.319372	-5.137760	0.0000
Régimen 0 (Alta Inflación)				
IPX_INT	0.085747	0.029253	2.931216	0.0034
M2	0.001891	0.004349	0.434790	0.0637
LOG(TC)	2.685078	1.338991	2.005299	0.0449
LOG(SIGMA)	0.331432	0.134890	2.457059	0.0140
Factores Comunes				
@TREND	-0.038364	0.090685	-0.423043	0.0723
D2009Q4	2.715582	0.981243	2.767492	0.0056
D1999Q1	-1.136111	0.923155	-1.230683	0.0184
AR(1)	1.329606	0.114909	11.57091	0.0000
AR(2)	-0.470112	0.182476	-2.576300	0.0100
Matriz de parámetros de transición				
P11-C	0.348157	0.615673	0.565489	0.0717
P21-C	-1.358124	0.884585	-1.535324	0.0247
Parámetros iniciales de Probabilidad				
PI1	0.852742	2.163860	-6.251524	0.0000
Mean dependent var	4.976288	Hannan-Quinn criter.		3.610432
S.E. of regression	1.345576	Sum squared resid		119.4980
Durbin-Watson stat	1.959591	Log likelihood		-119.2996
Akaike info criterion	3.407490	Schwarz criterion		3.913671
Jarque Bera	1.418658	Arch LM (p-value):		0.636789
Inverted AR Roots	.71-.31i	.71+.31i	-.09	

Elaboración propia de los autores

Por otro lado en el modelo MSARX (2) estimado para la tasa de inflación interanual en Bolivia, podemos advertir que existe un buen ajuste entre el valor actual y el valor pronosticado a un paso por nuestro modelo (figura 3), ello implica un buen seguimiento del proceso generador de datos.

Figura 3
Valor actual y pronosticado del modelo switching MSARX (2)



Elaboración propia de los autores

Cuadro 4
Matriz de probabilidades de transición

		t	
		σ baja	σ alta
t-1	σ baja	0.96958	0.63339
	σ alta	0.23042	0.76608

Elaboración propia de los autores

Cuadro 5
Duración promedio de cada estado (meses)

Estado	Duración	Desvío Estándar
(Baja Volatilidad) Estado 1	22.33	21.65
(Alta Volatilidad) Estado 2	4	3.06

Elaboración propia de los autores

Lo que indica en los cuadros 4 y 5 respectivamente es que los periodos de baja inflación en Bolivia, en el periodo considerado, fueron altamente persistentes. La probabilidad de que periodos de baja inflación esté seguida por otra de baja inflación en el siguiente trimestre es de: 0.9695 por lo que estos periodos persistirían en promedio durante veinte y dos trimestres y con una desviación estándar de 21.65.

Asimismo, la probabilidad de que a una fase de alta inflación le siga otra fase de alta inflación en el siguiente trimestre es 0.7661, por lo que estos episodios persistirían cuatro trimestres (un año) y con una desviación estándar de 3.06.

Asimismo, la probabilidad de pasar de un periodo de baja inflación a una de alta inflación es aproximadamente de 0.2304 y este resultado es menor que la probabilidad de pasar de un periodo de alta inflación a una de baja inflación 0.6334. 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 relativamente baja

la probabilidad de que pase al otro estado. Especialmente, se observa que cuando se encuentra en el estado de baja inflación es poco probable que pase al estado de alta inflación⁹.

Por último, se puede advertir que la persistencia estimada en la tasa de inflación interanual en Bolivia, es del orden 0.13619, ello implica una persistencia baja en la inflación. Ello también indica, que los choques en ella se disipan rápidamente, confirmando así la estabilidad de precios que se fue gestando desde principios y mediados de los años 90's., haciendo que los agentes económicos tengan mayor confianza y seguridad no solamente en el Banco de Bancos (Banco Central de Bolivia), sino también en la moneda boliviana. Asimismo, no se debe olvidar que el Banco Central de Bolivia con regularidad realiza 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 en nuestro país.

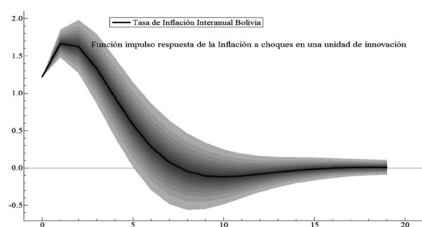
Por otro lado, en la figura 4 se muestran las funciones impulso respuesta no acumulado (de corto plazo), que en un modelo MSARX, correctamente especificado,

9 Decimos relativamente baja la probabilidad de pasar de un periodo de baja inflación a una de alta inflación, debido a que su probabilidad es del orden de 0.23, que no es un valor muy cercano a la unidad.

teóricamente se espera que la respuesta ante una innovación desaparezca en forma asintótica, es decir que tienda a cero en un horizonte de corto plazo, esto es un indicador de que el modelo es estacionario. En tanto el impulso de respuesta acumulado deberá tender al valor de largo plazo de la variable que se está modelando, también en un horizonte de corto plazo.

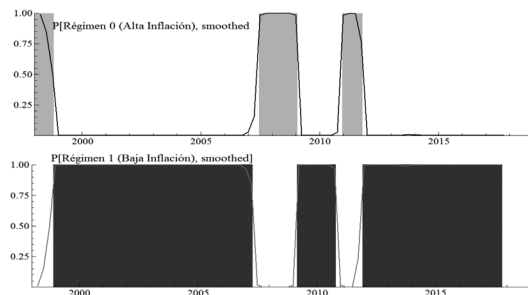
En este caso podemos advertir que la respuesta sin acumular de la tasa de inflación, debido al impulso de un shock equivalente al valor de una unidad de desviación estándar de la innovación, es positivo, estadísticamente significativo y además desaparece en forma asintótica en un lapso no más de 5 trimestres en promedio.

Figura 4
Estabilidad del Modelo Markov Switching MSARX(2) para Bolivia (Función impulso respuesta sin acumular)



Elaboración propia de los autores

Figura 5
Probabilidad de estar en un estado de alta inflación (arriba), probabilidad de estar en un estado de baja inflación (abajo) MSARX (2)

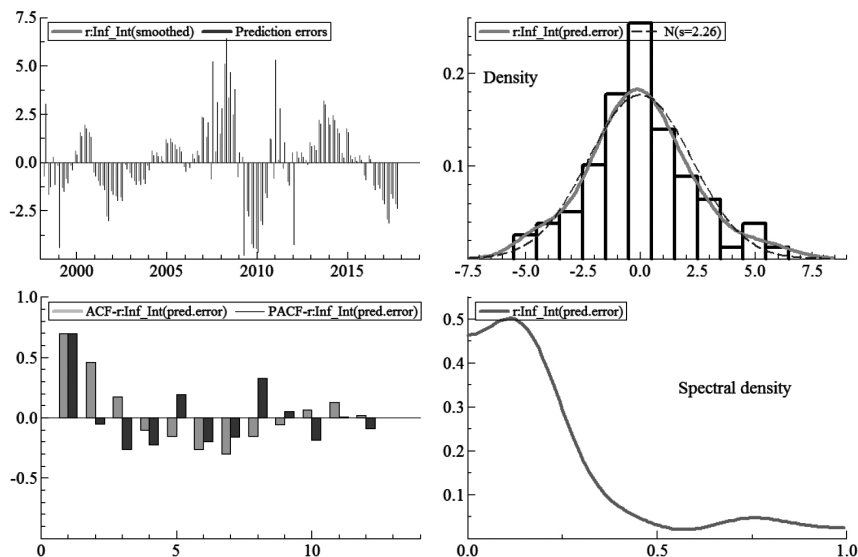


Elaboración propia de los autores

En esta sección se ha analizado los regímenes de alta y baja inflación en Bolivia durante el periodo 1998-2017 (datos trimestrales) mediante la estimación de un modelo de cambio de régimen con dos estados de carácter estructural, con un enfoque markoviano. Esta metodología, permite identificar y caracterizar los periodos de baja y alta inflación, mediante la estimación de las probabilidades de ocurrencia relacionados con cada uno de los estados (baja y alta inflación).

Figura 6

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 Autorregresivo de orden 2 MSARX(2)



Elaboración propia de los autores

Asimismo, las figura 5 y 6 nos brindan la misma información con la metodología de los *Switching Markov Regression Model autoregresivo de orden 2*, con la introducción de variables exógenas que posiblemente afectarían la dinámica de la tasa de inflación en Bolivia durante el periodo considerado. Por ejemplo, se observa que según la estimación del modelo MSARX(2) para Bolivia, 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 alta inflación es relativamente

cercano a la unidad¹⁰; debido fundamentalmente a tres razones: El primero se atribuye al efecto de la crisis asiática de julio de 1997; la crisis financiera rusa de agosto de 1998. Asimismo, se debe mencionar al efecto samba (crisis brasileña) de principios de 1999 que de alguna u otra forma va en desmedro de las economías latinoamericanas en distinto grado, Orellana, W. (1996) y Morales, J. (1989).

¹⁰ Cabe recalcar que según la teoría estadística la probabilidad tiene un rango de variación de cero a uno.

También se advierten tasas de inflación un poco elevadas para el periodo 2007q3 – 2009q1, con una tasa de inflación promedio de 12.31% y el modelo MSARX(2) lo detecta y por lo mismo lo considera significativo, ya que su probabilidad de estar en un régimen de alta inflación para este periodo es mayor a 0.8, la razón a que en estos periodos se tiene altas tasas de inflación se debe a tres factores: el primero tiene que ver por la fuerte demanda de materias primas y commodities por parte de las economías *Bric's* y países industrializados, el segundo un incremento inusitado en los precios del petróleo, alcanzando niveles record de precios mayores a los \$us100 el barril y teniendo como efecto un shock de oferta agregada, el tercero se puede advertir que la inflación observada del primer trimestre de 2008¹¹ se explica por choques climáticos severos¹²,

aumento de la inflación importada¹³, continuidad de las expectativas inflacionarias y dinamismo de la demanda interna¹⁴.

Además, a ello se suma los buenos precios de las materias primas, alimentos, productos agrícolas y metales preciosos (tal es el caso del oro, plata, y estaño), lo anterior en alguna medida trajo un fuerte componente de inflación importada, que la misma se puede reflejar en una tasa de inflación externa interanual promedio del 13.10% para el periodo 2007q3 – 2009q1. Por último, está la explicación que se puede dar a esos periodos es la misma génesis y vivencia

11 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 esta diferencial de apreciación que se generó, provocaría una presión inflacionaria adicional en Bolivia debido al desabastecimiento de bienes por arbitraje legal o ilegal (contrabando).

12 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.

13 El efecto del fenómeno climático "La Niña", los incrementos en la cotización internacional del trigo en el año 2008, aceite de soya y productos lácteos, 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.

14 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. 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.

de la crisis financiera global disparada por la crisis de las hipotecas *subprime* a inicios del 2007 y sus efectos en los mercados financieros mundiales, la crisis económica desatada primero en Estados Unidos por el 2007 y después a escala mundial.

Asimismo, se advierten tasas de inflación un poco elevadas para el periodo 2011q1 – 2011q4, con una tasa de inflación promedio de 9.90% y el modelo MSARX(2) lo detecta y por lo mismo lo considera significativo, ya que su probabilidad de estar en un régimen de alta inflación para este periodo es mayor a 0.75, la razón básicamente se debería a un fuerte componente de inflación importada y 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, importación de productos 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 \$us476.05 millones, que representa un aumento del 52,3% respecto a similar período de 2010, cuando fue de US\$312.49 millones¹⁵.

Por último, en la figura 7 se muestra el pronóstico dinámico de la tasa de inflación realizado por el modelo MSARX(2) y sus respectivos regímenes de alto y bajo nivel de inflación. En las mismas se puede advertir, que el pronóstico de tasa de inflación interanual acumulado a doce meses a diciembre del 2018; 2019; 2020 y 2021.

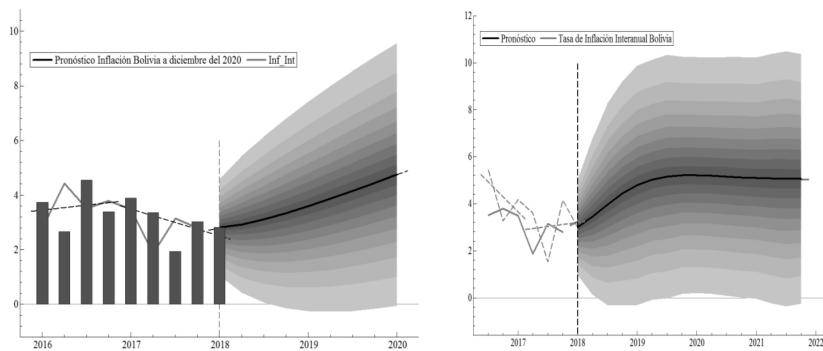
Para el caso de diciembre del 2018, el modelo MSARX(2) pronostica una tasa de inflación de 3.51%, muy cerca a la proyección que tiene el BCB de 3.50% a diciembre del 2018. Asimismo, para diciembre del 2019, el modelo MSARX(2) proyecta una tasa de inflación acumulada a doce meses de 4.2%.

15 “Esto significa que la población demanda de más bienes, más alimentos (...) y esto también provoca, de alguna manera,

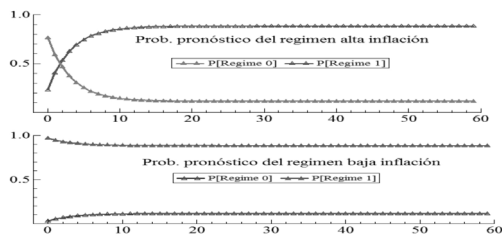
inflación para el año 2011”.



Figura 7
Pronóstico dinámico de la volatilidad y los regímenes cambiarios de alta y baja volatilidad, mediante la estimación de un modelo Markov Switching Autorregresivo de orden 2 MSAR(2) para Bolivia



Elaboración propia de los autores



Elaboración propia de los autores

Cuadro 6
Periodos de alta y baja volatilidad cambiaria

Régimen de baja inflación (Probabilidad cercano a uno)	Régimen de alta inflación (Probabilidad cercano a uno)
período 1999q01 – 2008q01 (37)	período 1998q02 – 1998q04 (3)
período 2009q02 – 2010q03 (6)	período 2008q02 – 2009q01 (4)
período 2012q01 – 2017q04 (24)	período 2010q04 – 2011q04 (5)
67 trimestres (84.81%) con una duración promedio de 22.33 trimestres.	12 trimestres (15.19%) con una duración promedio de 4.00 trimestres

Elaboración propia de los autores

Podemos advertir en el cuadro 6 que los periodos de baja inflación son de 67 trimestres (que representan el 84.81%). Mientras, que el régimen de alta inflación tiene una duración de 12 trimestres (que representan el 15.19%).

4. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El objetivo del presente trabajo ha sido analizar y estimar una medida adecuada de regímenes de alta y baja inflación, tomando en cuenta el periodo de estudio y la frecuencia trimestral de los datos. Asimismo, se desea realizar pronósticos de mediano plazo para la tasa de inflación interanual en Bolivia. Se ha elegido la tasa de inflación interanual, por ser la referente del indicador de precios en Bolivia. Los resultados dentro del período muestral estudiado, indican que predominan más en términos de duración de tiempo, los regímenes de baja inflación.

Asimismo, el modelo con cambio de régimen (*switching regresion model*) nos confirma que predominan más los periodos de baja inflación en toda la muestra, así, por ejemplo, la probabilidad de que una baja inflación esté seguida por otra de baja inflación en el siguiente trimestre es de: 0.969, esto puede 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 0.766, como puede advertirse es una probabilidad que se encuentra relativamente lejano a la unidad, aunque nuestro modelo de cambio de régimen detectó dos periodos claros y significativos de elevadas tasas de inflación, tal es el caso del periodo (2007q04 – 2009q01 y 2011q01 – 2011m04).

El primero periodo de alta inflación (2007q04 – 2009q01) se explica por choques climáticos severos¹⁶, aumento de la inflación importada¹⁷, continuidad de las expectativas inflacionarias y dinamismo de la demanda interna. Además, a ello se suma los buenos precios de las materias primas, alimentos, productos agrícolas y metales preciosos (tal es el caso del oro, plata, y estaño), lo anterior en alguna medida trajo

16 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.

17 El efecto del fenómeno climático "La Niña", los incrementos en la cotización internacional del trigo en el año 2008, aceite de soya y productos lácteos, 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.

un fuerte componente de inflación importada.

El segundo periodo de alta inflación (2011q01 – 2011m04) la razón básicamente se debería a un fuerte componente de inflación importada y 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, importación de productos que inciden en la canasta familiar

Por último, en la figura 7 se muestra el pronóstico dinámico de la tasa de inflación realizado por el modelo MSARX(2) y sus respectivos regímenes de alto y bajo nivel de inflación. En las mismas se puede advertir, que el pronóstico de tasa de inflación interanual acumulado a doce meses a diciembre del 2018; 2019; 2020 y 2021.

Para el caso de diciembre del 2018, el modelo MSARX(2) pronostica una tasa de inflación de 3.54%, muy cerca a la proyección que tiene el BCB de 3.50% a diciembre del 2018. Asimismo, para diciembre del 2019, el modelo MSARX(2) proyecta una tasa de inflación acumulada a doce meses de 4.2%. Llegando a la conclusión general, de que la Autoridad Monetaria en Bolivia, ha realizado buenas gestiones tras la experiencia de la hiperinflación de 1985, para lograr el mantenimiento de la estabilidad de precios y la misma

se ha gestado desde principios de los años 90's en nuestro país.

BIBLIOGRAFÍA

- Akaike, H. (1974), "A New Look at the Statistical Identification Model", IEEE: Trans. Auto. Control, vol. 19, pp. 716-23.
- Andersen, T.G, and Bollerslev, T. (1998), "DM-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements and Longer-Run Dependencies". *Journal of Finance*, 53, 2190-265.
- Awartani, B.M.A. and Corradi, V. (2005), "Predicting the volatility of the S&P-500 stock index via GARCH models: the role of asymmetries". *International Journal of Forecasting*, 21, 167-183.
- Baqueiro, A., A. Díaz de León y A. Torres García, "¿Temor a la flotación o a la inflación? La importancia del 'traspaso' del tipo de cambio a los precios", Banco de México Documentos de Investigación núm. 2003-02, 2003.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Brooks, C. (2002): *Introductory econometrics for finance*, Cambridge University Press.
- Caballero, Benigno (2003): Notas de Clase de Econometría y Estadística, Universidad Técnica de Oruro

- Cerutti, E. y M. Mansilla (2008). "Bolivia: The Hydrocarbons Boom and the Risk of Dutch Disease", IMF Working Paper 08/154, junio.
- De Gregorio, J., A. Tokman y R. Valdés (2005). "Flexible exchange rate with inflation targeting in Chile: Experience and issues", Working Paper nº 540, Inter-American Development Bank.
- Diebold, F.X., J.H. Lee, and G.C. Weinbach (1993) "Regime-Switching with time varying transition probabilities", in C. Hargreaves, Nonstationary Time Series and Cointegration, Oxford University Press.
- Diebold, F.X., and L. Kilian (1999) "Unite Root Test are Useful for Selecting Forecasting Models", NBER (Working Paper, nro. 6928).
- Diebold, F. X. and Mariano, R. S. (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263.
- Domowitz, I. y Hakkio, C. (1985): "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market". *Journal of International Economics*, vol. 19, págs. 47-66.
- Edwards, S. (2007). "The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited", en F. Mishkin y K. Schmidt-Hebbel (eds.), *Monetary Policy under Inflation Targeting*, Banco Central de Chile, Santiago.
- Escobar, F. y Mendieta, P. (2004), "Inflación y depreciación en una economía dolarizada: El Caso de Bolivia" *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia*, Vol. 7 No. 1, junio
- Esquivel, G. y R. Razo (2003). "Fuentes de Inflación en Mexico 1989-2000. Un Análisis Multicausal de Corrección de Errores", *Revista de Estudios Economicos del Colegio de México*, vol. 18, nro. 002, pp. 181-226.
- Garcés, Daniel (1999) "Determinación del Nivel de Precios y la Dinámica Inflacionaria en México". Documentos de Investigación, Banco de México, Diciembre 1999.
- Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (1993). "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks". *Journal of Finance*, 48, 1779-801.
- González Martínez, R (2011). "El papel de la política monetaria en las fases de contracción y recuperación económica de Guatemala: resultados de un modelo de cadenas de Markov extendido con innovaciones de un modelo de vectores autorregresivos". Banco de Guatemala.
- Hamilton, J. (1994): *Times Series Analysis*, Princenton University Press.
- Hamilton, J. (1989) "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica* 57:357 -384.



- Hamilton, J. (1990) "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime". *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
- Hannan, E.J., and B.G. Quinn (1979), "The Determination of the Order of an Autoregression", *Journal of Royal Statistical Society B*, vol. 41, pp. 190-95.
- Hsieh, D. A. (1989): "Modeling Heterocedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates: 1974 - 1983". *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, págs. 307-17.
- Humérez, J. (2006). "Reexaminando el Desalineamiento del Tipo de Cambio Real". *Revista de Análisis Económico UDAPE – Vol. 20*.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Lora, O. y Orellana, W. (2000). "Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un Análisis del Caso Boliviano en los Últimos Años". *Revista de Análisis Vol. 3 Nº 1*. Banco Central de Bolivia.
- Malliaropulos, D. (1995): "Conditional Volatility of Exchange Rates and Risk Premia in the EMS". *Applied Economics*, vol. 27, págs. 117-123.
- McMillan, D.G. y Speight, A.E., (2006), "Long memory and heterogeneous components in high frequency pacific-basin exchange rate volatility", *Asia-Pacific Financial Markets*, núm. 12, pp. 199-226.
- Mohnot, R. (2011), "Forecasting Forex volatility in turbulent times", *Global Journal of Business Research*, vol. 5, núm. 1, pp. 27-38.
- Morales, J., (1989). La transición de la estabilidad al crecimiento sostenido en Bolivia. La Paz: Universidad Católica Boliviana.
- Morales, J. y Sachs, J., (1990). "Bolivia's economic crisis" en Jeffrey Sachs, Ed., *Developing Country Debt and Economic Performance*, v. 2. Chicago y Londres Press.
- Nelson, D.B. (1991) Condicional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica* 59(2), 347-70.
- Olowe, R.A. (2009), "Modelling naira/ dollar exchange rate volatility: application of GARCH and assymetric models", *International Review of Business Research Papers*, vol. 5, núm. 3, pp. 377-398.
- Orellana, W., (1996). "Un análisis y modelización de la inflación en Bolivia: 1989-1996". La Paz: Banco Central de Bolivia; Gerencia de Estudios Económicos.
- Ramírez, P. (1991). "Análisis de los Determinantes del Tipo de Cambio Real de Equilibrio para Bolivia", *Documentos de Trabajo*, Instituto de Investigaciones Socioeconómicas UCB.
- Sánchez, A. y Reyes, O. (2006), "Regularidades probabilísticas de las series financieras y la familia de modelos GARCH", *Revista Ciencia*

Ergo Sum, Vol. 13, Núm. 2, pp. 149-156.

Sandoval, J. (2006), "Do asymmetric GARCH models fit better exchange rate volatilities on emerging markets?", *Odeon*, núm. 3, pp. 97-118.

Sengupta, J.K. y Sfeir, R.E. (1996), "Modelling exchange rate volatility", Department of Economics, University of California en Santa Barbara y School of Business, Chapman University, Working paper.

Schwert, W. (1989), "Stock Volatility and Crash of '87", *Review of Financial Studies*, 3, 77-102.

Taylor, S. (1986), *Modelling Financial Time Series*, New York: John Wiley & Sons.

Tse, Y.K. (1998), "The conditional heteroscedasticity of the yen-dollar exchange rate", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 13, núm. 1, pp. 49-55.

Zakoian, J.M. (1994), "Threshold Heteroskedastic Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-944.

