ANÁLISIS DE LA TASA DE INFLACIÓN EN BOLIVIA. UNA APROXIMACIÓN CON MODELOS CON CAMBIO DE RÉGIMEN CON DOS ESTADOS

ANALYSIS OF INFLATION IN BOLIVIA. AN APPROACH WITH MODELS WITH CHANGE OF REGIME WITH TWO STATES

Jhudy Eyna Caballero Martínez [π]
Claudia Mabel Bohórquez Coro [α]
Benigno Caballero Claure [λ]
Rolando Caballero Martínez [ρ]

- **RESUMEN:** El presente documento de investigación analiza la evolución de la tasa de inflación interanual en Bolivia con dos estados durante el periodo 1998:01 a 2017:04 y presenta evidencia de que en la misma predominan más los periodos de baja inflación. Además, el horizonte temporal que se estudia es interesante, ya que involucra periodos de alta y baja inflación y para tal efecto se utiliza los modelos *markovianos*: ***Switching Markov Regression*** *de orden 2* [**MSARX(2)**], incluyendo como variables explicativas parámetros *autoregresivos*, la inclusión de la tasa de depreciación, la oferta monetaria y la tasa de inflación interanual del índice de precios externos. Los resultados demuestran, que predomina 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

[π] Universidad Rusa Noroccidental Mechnikov, San Petersburgo – Federación Rusa.
[α] Universidad Mayor de San Andrés, La Paz Bolivia.
[λ] Universidad Técnica de Oruro.
[ρ] Miembro de la Asociación Mexicana de Historia Económica, AMHE – MÉXICO. Email: rcaballeromartinez@gmail.com.
Economía coyuntural, Revista de temas de coyuntura y perspectivas, ISSN 2415-0630 (en línea) ISSN 2415-0622 (impresa), vol. 5 n°4, 25-58, oct-dic 2020.

rápidamente, confirmando así la estabilidad de precios que se vive en nuestro país desde hace décadas atrás.

- **PALABRAS CLAVE:** Inflación, Modelos de Series de Tiempo, Pronostico y Simulación.

- **ABSTRACT:** This document analyzes the evolution of the interannual inflation rate in Bolivia with two states during the period 1998:01 to 2017:04 and presents evidence that periods of low inflation predominate in it. In addition, the time horizon under study is interesting, since it involves periods of high and low inflation and for this purpose the Markovian models are used: Switching Markov Regression of order 2 [MSARX (2)], including as explanatory variables autoregressive parameters, the inclusion of the depreciation rate, the money supply and the year-on-year inflation rate of the external price index. 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, it is of the order 0.13619, which implies a low persistence in inflation. This implies that the shocks in it dissipate quickly, thus confirming the price stability that our country has experienced for decades.

- **KEY WORDS:** Inflation, Time Series Models, Forecasting and Simulation.

- **CLASIFICACIÓN JEL**: E31, C32, E27.

- Recepción: 19/07/2020 Aceptación: 30/10/2020

INTRODUCCIÓN

Disponer de un conocimiento preciso de la evolución de la tasa de inflación es una actividad clave a la que se enfrentan los bancos centrales y hacedores de política económica, debido a que el efecto de las políticas monetarias solo afecta a la evolución dinámica de los precios con un considerable retardo de tiempo. La discusión y el análisis comparativo de diferentes procedimientos

para explicar y mejorar las variables que influyen en la explicación y la predicción de la inflación han adquirido una especial relevancia en las ultimas décadas. De forma general, el debate se ha centrado en los siguientes puntos fundamentales.

¿Cuáles son las principales fuentes de este fenómeno?, ¿Las conclusiones de la teoría económica de la inflación están fundamentadas por la evidencia empírica?, ¿El comportamiento de la tasa de inflación es diferente en periodos de alta volatilidad de la inflación respecto a periodos de relativa calma? 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 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 brasileña (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 registro cambios importantes en cuanto a su fortaleza macroeconómica que se tradujo en la mejora de los términos de intercambio, estabilidad del tipo de cambio nominal[1] y un superávit de la balanza comercial.

En efecto, la evidencia empírica encontrada muestra que la tasa de inflación interanual durante el periodo considerado no ha tenido un comportamiento constante y uniforme a lo largo de la muestra (1998:01 a 2017:04). Por lo mismo, la tasa de inflación fue elevada en el periodo de la post hiperinflación, alcanzo niveles bajos a finales de los años 1990 y experimentó un incremento en 2007- 2008 y 2011 a razón de diferentes factores y mostrando signos de disminución después de 2014.

Este comportamiento histórico de la tasa de inflación, indica la presencia de varios quiebres en la evolución de la misma, lo que sin duda alguna puede ser relevante 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 con *cambio de régimen con dos estados* para la dinámica de la inflación en Bolivia y analizar las posibles variables que podrían afectarla en cada régimen.

La principal ventaja de esta metodología econométrica con *cambios de régimen* respecto a modelos tradicionales es que permite analizar 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

[1] Estabilidad cambiaria que se vio reflejado en una continua apreciación de la moneda nacional desde que asume el gobierno actual desde el 2006.

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, Simon (1996).

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, de 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.

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).

Asimismo, tenemos otros trabajos más variados, que abordan y analizan la situación económica del país, por ejemplo, tenemos trabajos que evalúan la magnitud, severidad y persistencia de la incertidumbre internacional económica y financiera y la transmisión de shocks en Bolivia, Banegas Roger, Salas Jorge y Escobar Fernando (2019). Por otro lado, tenemos un trabajo que

analiza los efectos y dinámicas financieras en el desempeño económico de Bolivia, Morales Walter (2017).

Los tres únicos trabajos que estiman la persistencia inflacionaria y la inflación en diferentes estados, aunque de manera indirecta, son Valdivia (2008); Mendieta y Rodriguez (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 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.

Asimismo para complementar el análisis de la tasa de inflación con dos estados con los modelos estocásticos de cambio de régimen (*Switching Regression Model*)[2], 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

[2] 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.

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 este 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, dado los múltiples quiebres que presenta la tasa de inflación y verificando que su comportamiento no es constante a lo largo del horizonte de estudio, 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 ¿Dados las dos preguntas anteriores, cuál será 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 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 endógenas[3], 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

[3] El primer trabajo en esta área es de Lee (1991).

estados son no observables directamente, éstos son representados por una variable binaria (St) 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 St. 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 St – 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 estados de primer orden, donde S_t=1 un estado inflación baja y S_t =2 denota 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 presume que se puede representar por una distribución N(μ_1, σ_1^2). Si el proceso está en el régimen 2, y_t se representa por una distribución N(μ_2, σ_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:

		Momento t	
		Estado 1	***Estado 2***
Momento ***t - 1***	***Estado 1***	$p_{11}^t = F(x_{t-1}^{'}\beta_1)$	$p_{12}^t = 1 - F(x_{t-1}^{'}\beta_1)$
	Estado 2	$p_{21}^t = 1 - F(x_{t-1}^{'}\beta_2)$	$p_{22}^t = F(x_{t-1}^{'}\beta_2)$

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 (kx1) 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 momento1 $P(S_t=1)$. 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:

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

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

$$\theta = \left(\mu_1,\ldots,\mu_N;\sigma_1^2,\ldots,\sigma_N^2;\pi_1,\ldots,\pi_N\right)'$$

La función de densidad conjunta de y_t y S_t

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

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 $\pi_1 + ... + \pi_N = 1$ y que $\pi_j \geq 0$ para j = 1, 2, ..., 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:

$$P\{s_t = j \,/\, \boldsymbol{y_t}; \theta\} = \frac{p(y_t, s_t; \theta)}{f(y_t; \theta)} = \left\{ \pi_j f(y_t / s_t = j; \theta) \Big/ f(y_t; \theta) \right\}$$

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 $\{y_1, y_2, ..., y_T\}$. 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 Bolivia[4] (ver las pruebas de raíz

[4] 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

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

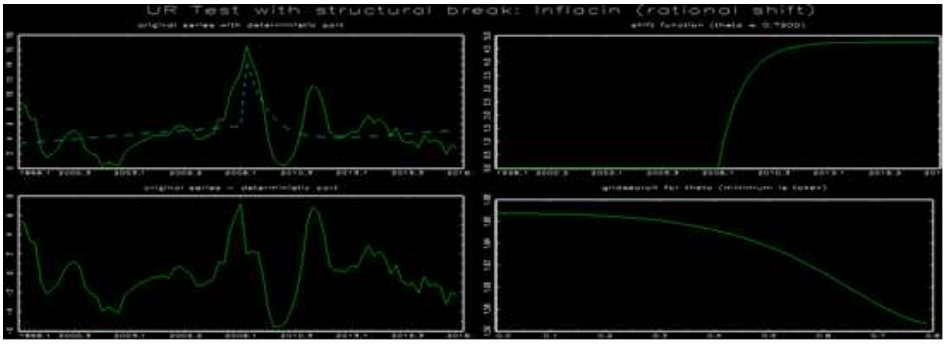
	Pruebas Raíz Unitaria	**ADF**	**KPSS**	**PHILLIPS PERRON**	**UR con quiebre endógeno en 2008 Q2 y Q3**	**JARQUE BERA Estadístico**	**JARQUE BERA p-value**
Tasa de inflación en niveles	**Valor Critico Calculado**	-1.16	6.24	-1.26	-2.14	29.61	0.00000
	Valor Tablas al 5%	-2.28*****	2.62*****	-3.43******	-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.
*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; 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.

---

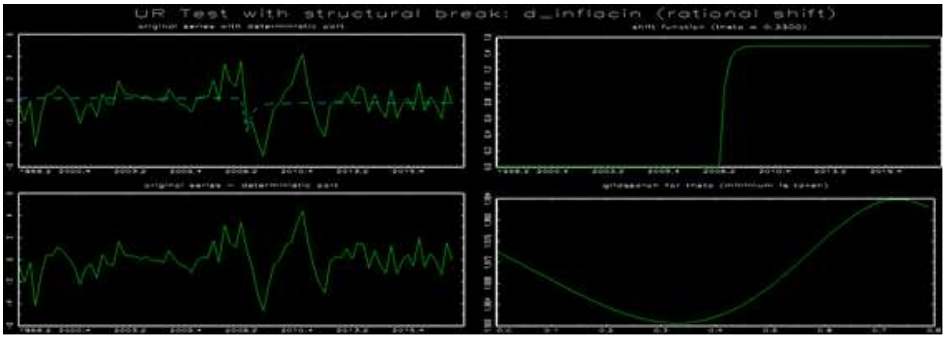
en la estimación de parámetros falsos en el modelo. La verificación de la estacionariedad también puede ser un factor importante para pronosticar: puede decirnos la clase de procesos que tendremos que construir en nuestros modelos, para realizar predicciones precisas, Diebold y Kilian (1999).

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



Elaboración propia de los autores.

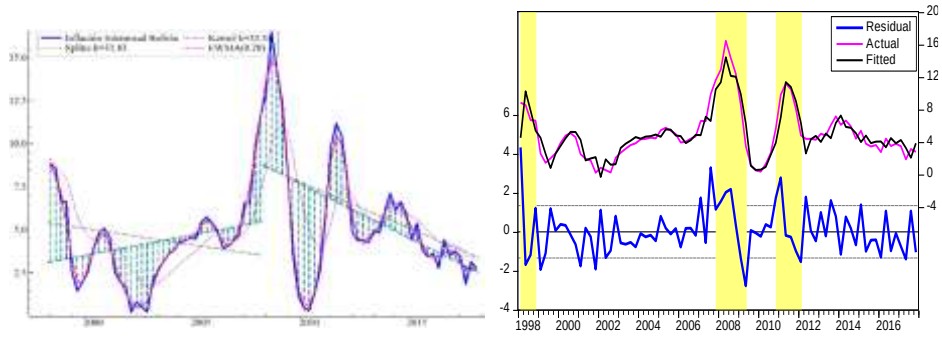
Prueba UR con un quiebre endógeno en 2008 – Q3, para la tasa de inflación en primeras diferencias



Elaboración propia de los autores

(Figura 1)
Tasa de Inflación Interanual

(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. 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 del fenómeno del niño y la niña que produce 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 existe de 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 3.

2.1.3. Modelos con probabilidad de transición variable

El objetivo de esta sección es identificar si en los períodos de alta y baja inflación, la tasa de inflación interanual en Bolivia en el período 1990-2019 muestra un cambio de régimen y/o estado.

Se utiliza datos trimestrales para la economía boliviana desde enero de 1998 y hasta diciembre 2017. La variable dependiente (πt) 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 optima 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 parametricos 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 3 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 dummys 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 atreves 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	Coeficiente	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

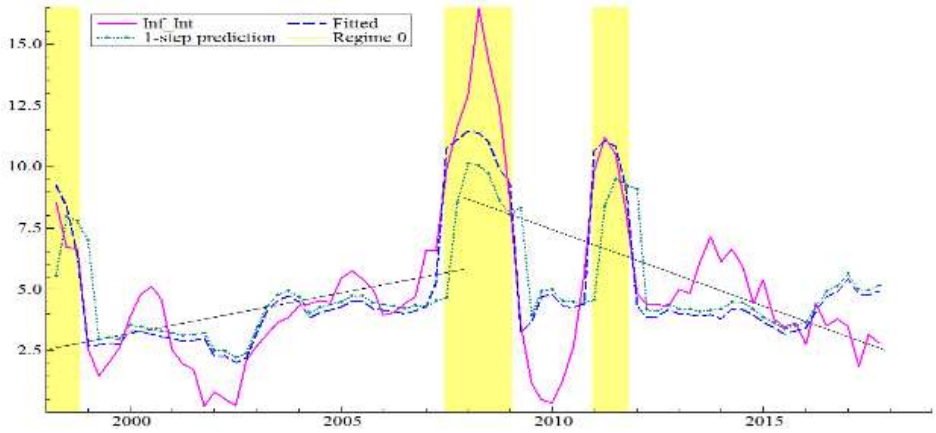
Factores Comunes				
@TREND	-0.038364	0.090685	-0.423043	0.0723
D2009Q4	2.715582	0.981243	2.767492	0.0056
D1999Q1	-1.136111	0.923155	-1.230683	0.0184
AR(1)	1.329606	0.114909	11.57091	0.0000
AR(2)	-0.470112	0.182476	-2.576300	0.0100
AR(3)	-0.054165	0.099643	-0.543594	0.5867
Matriz de parámetros de transición				
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 siguimiento 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*	*Desvió 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 inflación [5].

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 implica, que los choques en ella se disipan rápidamente, confirmando así la estabilidad de precios que se vive en nuestro país en la última década, 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. Este resultado también estaría explicado en gran medida por el proceso de bolivianización de la economía boliviana en los últimos años, haciendo más atractivo y menos riesgoso de invertir en moneda nacional, así como la posibilidad de mantener los ahorros de las economías domésticas en moneda boliviana, todo ello debido también

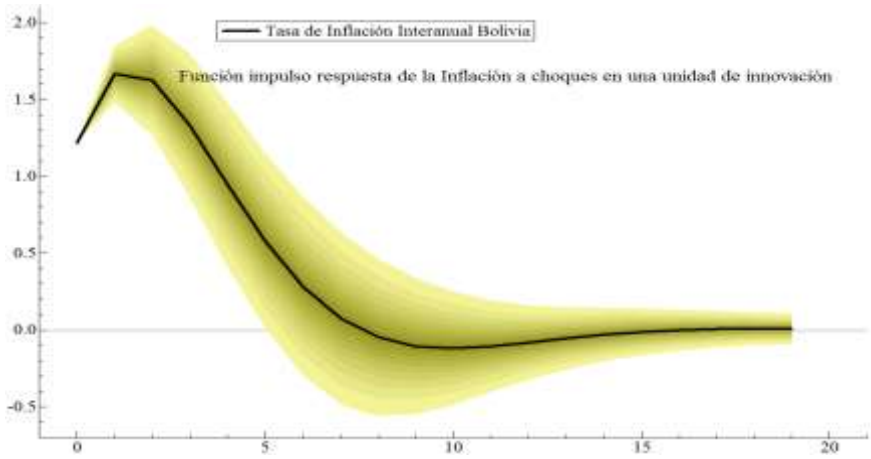
[5] Decimos relativamente baja la probabilidad de pasar de un periodo de baja inflación a una de alta inflación, debido a que su probabilidad es del orden de 0.23, que no es un valor muy cercano a la unidad.

a la estabilidad cambiaria ejecutado y propiciado por el buen desenvolvimiento del Banco Central de Bolivia. 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 que en un modelo MSAR, correctamente especificado, 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 respuesta acumulado deberá tender al valor de largo plazo de la variable que se está modelando, también en un horizonte de corto plazo.

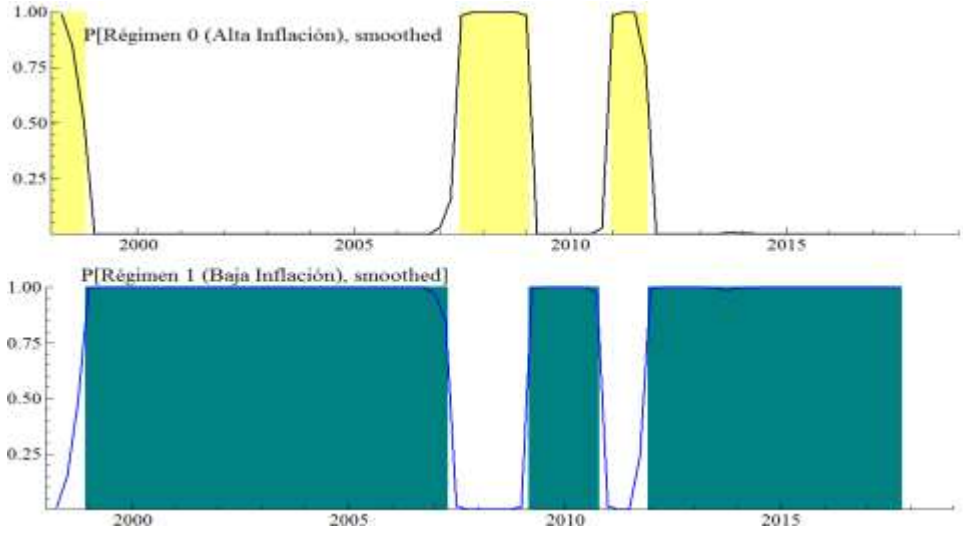
En este caso podemos advertir que la respuesta sin acumular de la tasa de inflación, debido al impulso de un shock equivalente al valor de una unidad de desviación estándar de la innovación, es positivo, estadísticamente significativo y además desaparece en forma asintótica en un lapso no más de 5 trimestres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

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



Elaboración propia de los autores

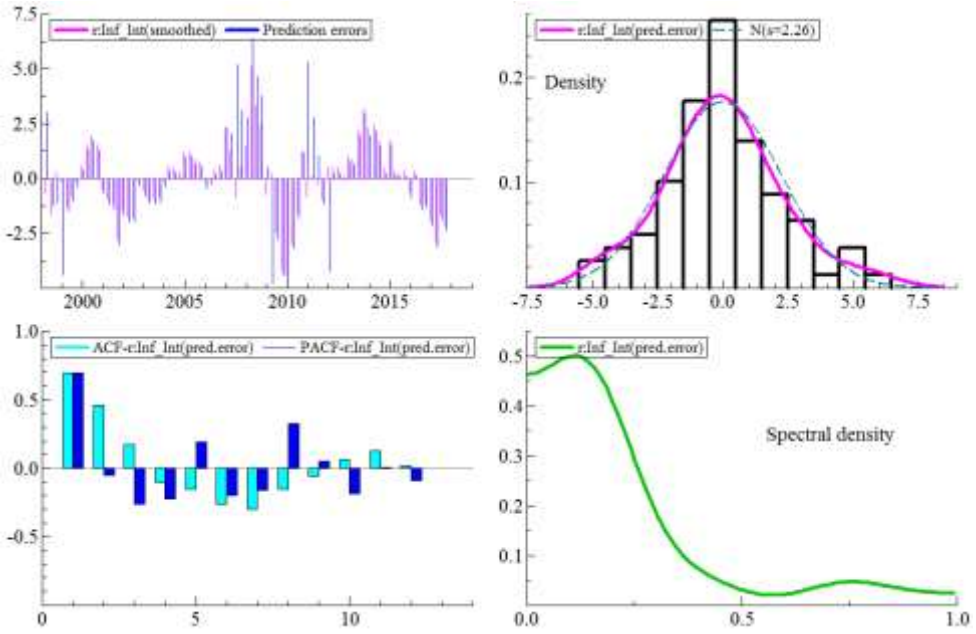
Figura 5: Probabilidad de estar en un estado de alta inflación (arriba), probabilidad de estar en un estado de baja inflación (abajo) MSARX (2)



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, 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, la figura 5 nos brinda 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, 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 uno, 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 elevados 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, alcanzado niveles record de precios mayores a los $us100 el barril de petróleo y teniendo como efecto un shock de oferta agregada, el tercero se puede advertir que la inflación observada del primer trimestre de 2008 [6]se explica por choques climáticos severos[7], aumento de la inflación importada[8],

[6] 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).

[7] 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.

[8] 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

continuidad de las expectativas inflacionarias y dinamismo de la demanda interna[9].

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 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 desatado primero en Estados Unidos por los años 2007 y después a escala mundial.

Asimismo, se advierten tasas de inflación un poco elevados 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

internacional del petróleo ese mismo año, se tradujeron en un aumento de precios generalizado en la región, aunque con distinta intensidad.

[9] 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.

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 millones[10].

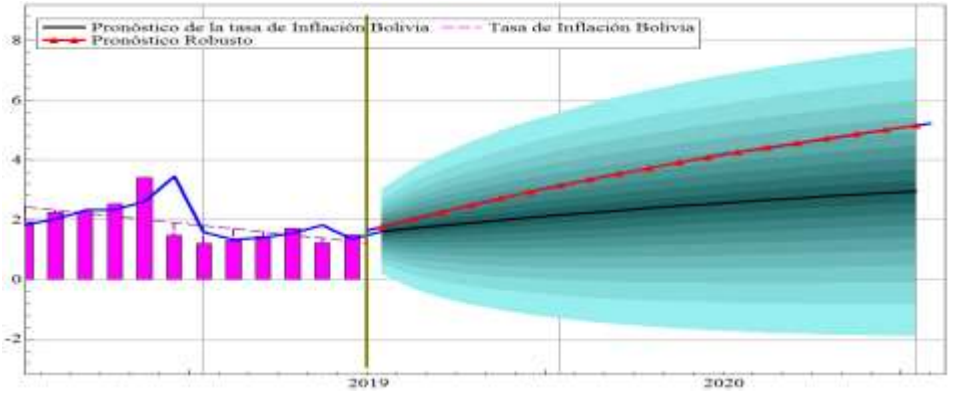
Por último, en la figura 7 se muestra el pronóstico dinámico de la tasa de inflación realizado por el modelo *MSARX(2)* y sus respectivos pronósticos de regímenes de alto y bajo nivel de inflación. En las mismas se puede advertir, que el pronóstico de tasa de inflación interanual acumulado a doce meses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

Para el caso de diciembre del 2020, el modelo *MSARX(2)* pronostica una tasa de inflación de 2.70% y de 3.65% con errores estándar robustos, muy cerca a la proyección que tiene el BCB de 3.40% a diciembre del 2020 y de 2.3% a diciembre del 2020 por parte del FMI.

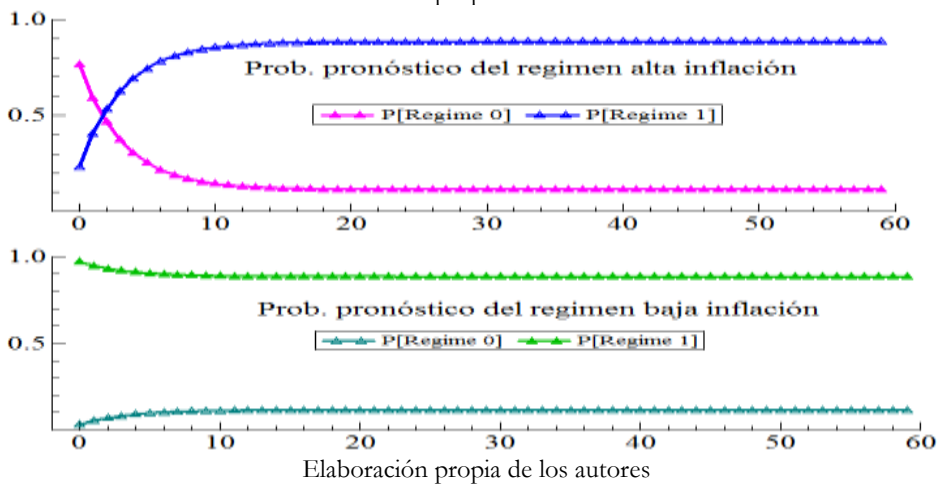
Para diciembre del 2021 se proyecta una tasa de inflación de 3.5% y de 4.2% con errores estándar robustos, mientras que el FMI pronostica una tasa de 4.4%.

[10] "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 tasa de inflación y los regímenes de alta y baja inflación, mediante la estimación de un modelo MarkovSwitchingAutorregresivo de orden 2 MSARX(2) para Bolivia



Elaboración propia de los autores



Elaboración propia de los autores

Cuadro 6: Regímenes de alta y baja inflación

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 clasificación de regímenes de alta y baja inflación en el periodo: 1998:01 a 2017:04, tomando en cuenta dos factores: el primero en el periodo considerado la tasa de inflación tiene múltiples quiebres con diferentes niveles, lo que hace adecuado el uso de modelos de cambios de régimen y el segundo 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 predomina 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 a 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 detecto 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 severos[11], aumento de la inflación importada[12], 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 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 2020 y 2021.

[11] 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.

[12] 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.

Para el caso de diciembre del 2020, el modelo *MSARX(2)* pronostica una tasa de de 2.70% y de 3.65% con errores estándar robustos, muy cerca a la proyección que tiene el BCB de 3.40% a diciembre del 2020 y de 2.3% a diciembre del 2020 por parte del FMI.

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. Además, el presente enfoque permite clasificar la tasa de inflación en diferentes regímenes y asimismo entender los motivos por los cuales la inflación cambia de régimen y sus posibles variables explicativas. En efecto, es muy útil como herramienta econométrica para analizar y evaluar la dinámica de la inflación a través del horizonte de pronóstico.

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

Akhtar, M.A. (1997). Understanding Open Market Operations, Federal Reserve Bank of New York, Public Information Department, New York, U.S.A.

Banco Central de Bolivia (BCB). (2007). Memoria del Banco Central de Bolivia. Recuperado de https://www.bcb.gob.bo/?q=content/memoria-2007.

Banegas, Roger A.; Salas, Jorge y Escobar, Fernando (2019). Incertidumbre Internacional y Transmisión de Shocks en Bolivia. Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia, 30(1), 10 - 51.

Banegas, R. A. y R. Vergara (2014). "Influencia y divergencia de choques de precios del petróleo en precios del gas natural: ¿Mecanismo unidireccional o canales de transmisión?, una estimación mediante vectores estructurales con corrector de errores (SVEC), 1992 (I)-2011 (IV)", *EconoQuantum*, 11 (1), pp. 59 – 87

Caballero Claure Benigno (2003). Manual de Econometría, Universidad Técnica de Oruro. UTO.

Colanzi Ana Marietta (2018) "Volatilidad de los Precios del Oro Negro, Factores Determinantes", Editorial Académica Española (9 de enero de 2018).

Clarida, R., Jordi G., y Mark, Gertler (1998) "Monetary Policy Rules in Practice. "Some International Evidence", European Economic Review, Vol. 42.

Banco Central de Bolivia, Memorias Institucionales de la Institución de 1990, 1992, 1995, 2000, 2001, 2002, 2005, 2006, 2007, 2011, 2014, 2016, 2018.

Documento del Banco Central de Bolivia, La Paz-Bolivia.

Cernadas, L. F., L. Rodrigo, H. Rodríguez, V. Fernández, V. Paz y R. Aldazosa, (2009). "Instrumentación de la política monetaria por medio de un corredor de tasas de interés", Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis, Vol 12, pp. 81-146.

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.

Diebold, F.X. y Kilian, L. (1999). Unite Root Test are Useful for Selecting Forecasting Models. NBER Working Paper Nº 6928.

Dornbusch, R. y S. Fischer, (1985). Macroeconomía, Tercera Edición, Editorial Mc. Graw Hill, México DF, México.

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.

Friedman, B. M. (1999). "The Future of Monetary Policy: The Central Bank as an Army with only a Signal Corps?", Working Paper National Bureau of Economic Research 7420, Cambridge, s.m.

Hamilton, J. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. Econometrica, 57(2), 357-384.

---------- (1994). Times Series Analysis. Princenton University Press.

Hansen, Lars (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", Econométrica, vol. 50, No 4, Julio, pp. 1029-54.

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.

Lee, J.H. (1991). Nonstationary Markov Switching Models of Exchange Rates: The PoundDollar Exchange Rate. PhD Dissertation, University of Pennsylvania.

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.

Rodríguez, H. (2007). Producto Potencial. Proyecto de Investigación Conjunta sobre Variables no Observables, Buenos Aires Argentina, junio de 2007.

Mccarthy, J. (1999), "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Countries", BIS Working Paper No. 79, noviembre.

Morales, J. A. (1989). La transición de la estabilidad al crecimiento sostenido en Bolivia. Documento de Trabajo IISEC Nº 04/89. Universidad Católica Boliviana "San Pablo".

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.

Morales Carrasco Walter (2017). Efectos y Dinámicas Financieras en el Crecimiento Económico Vía Fondo de Pensiones. Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia, 2(27), 40 - 64.

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.

Orellana, W. y Requena, J. (1999). Determinantes de la inflación en Bolivia. Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia, 2(2), 7-39.

Orellana, W., B. Fernández y V. Fernández, (2006). "Subasta electrónica interactiva y subasta a sobre cerrado: Un análisis comparativo de los resultados en Bolivia", Banco Central de Bolivia, Revista de Análisis, Vol 9, pp 65-113.

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.

Rodrigo, L., R. Aldazosa y H. Rodríguez, (2010). "Respuesta de las entidades de intermediación financiera a acciones del BCB", Documento de Trabajo Banco Central de Bolivia s.n., junio.

Sachs, J. y F. Larrain, (1994). Macroeconomía en la Economía Global, Editorial Prentice Hall Hispanoamericana S.A., México DF, México.

Schwartz, M. (1998). "Consideraciones sobre la Instrumentación Práctica de la Política Monetaria", Documento de Investigación Banco de México, Dirección General de Investigación Económica 9804, octubre.

Svensson, L. (1994). "Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994", Working Paper NBER 4871, septiembre.

Simon, J. (1996). A Markov-Switching Model of Inflation in Australia. Research Discussion Paper 9611, Economic Group, Reserve Bank of Australia.

Valdivia, D. (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.

Walsh, C. (2003). "Monetary Theory and Policy", Massachusetts Institute of Technology, Press 2a. edición.

Economía coyuntural, Revista de temas de coyuntura y perspectivas, ISSN 2415-0630 (en línea) ISSN 2415-0622 (impresa), vol.5 n°4, 25-58, oct-dic 2020.