

Persistencia Inflacionaria en Bolivia:

Un análisis no estructural

(Versión Preliminar)

Martín Palmero Pantoja

Pamela Rocabado Antelo

Resumen

En este trabajo, se realiza un estudio de la persistencia inflacionaria desde una perspectiva no estructural. La comprensión de este fenómeno es esencial para el manejo adecuado de la política monetaria, pues una inflación persistente suele ser más difícil de controlar, especialmente ante shocks no anticipados. Para este fin, y a partir de técnicas econométrica, se analiza la evolución de la persistencia de la inflación durante los años 1987-2011. Utilizando modelos de series de tiempo y considerando la posibilidad de cambios estructurales o de régimen durante este periodo, los resultados nos llevan a concluir que la persistencia inflacionaria se redujo considerablemente en el periodo post hiperinflacionario. Esta reducción fue reforzada con la promulgación de la Ley del BCB que cambió el régimen de alta persistencia a uno de más bajo nivel, tanto en media como en varianza. Sin embargo, los fenómenos inflacionarios recientes muestran que la inflación puede pasar de un régimen de baja persistencia a uno de alta de manera rápida y permanecer es este por varios meses. Por tanto, el banco central debe responder de manera anticipada y contundente para evitar el incremento de la persistencia inflacionaria y así, facilitar y hacer menos costoso el control de la inflación.

Clasificación JEL : C22, E31, E42, E52

Palabras Clave : Series de tiempo; inflación; regímenes inflación; política monetaria

1. INTRODUCCIÓN

El concepto de persistencia o inercia proviene de la física y se refiere a la resistencia que opone un cuerpo a modificar su estado de reposo o de movimiento y velocidad, a no ser que una fuerza externa actúe sobre este para modificarlo. Para el caso de la inflación, este principio puede aproximarse como la variación del índice de precios que permanece constante o persistente en el tiempo, salvo que, una fuerza externa actúe para modificarla, generalmente, la política monetaria. Sin embargo, la intervención de la autoridad monetaria para modificar la persistencia, implicará un costo en términos de caída en el producto, que será mayor cuanto mayor sea la persistencia.

La comprensión del grado de la persistencia inflacionaria es de suma importancia para el manejo de la política monetaria. La literatura económica y el consenso sobre el tema, señalan que para la autoridad monetaria una inflación persistente puede ser más difícil de manejar que una menos persistente. Asimismo, mientras más difícil sea controlar los choques inflacionarios, más costoso será el ajuste monetario, en términos de pérdida del producto, necesario para re direccionar la inflación a una senda baja y estable.

Para Fuhrer (1995) la inercia proveniente de: i) la credibilidad imperfecta del banco central; ii) el establecimiento de contratos de precios y salarios; y iii) del ajuste lento en las expectativas. Si la inercia está relacionada con la forma de fijación de precios y salarios, el banco central deberá aceptar los costos la política de desinflación. En cambio, si la inercia se origina en la falta de credibilidad de la autoridad monetaria o en el lento ajuste de las expectativas, la efectiva comunicación de los bancos centrales y su independencia política pueden ser factores claves para ayudar a reducir la persistencia y permitir que la política de desinflación sea menos costosa (Woodford,2005).

Existe también consenso entre los economistas de que la inflación es una variable económica inercial o persistente. Por ejemplo, el concepto de la tasa de sacrificio, el número de puntos porcentuales por año de desempleo requerido para reducir la inflación en un punto porcentual, implica que la inflación no se mueve libremente y por tanto, requiere un esfuerzo económico significativo en forma de pérdida de producción para reducir su nivel.

La revisión de la literatura para la economía boliviana nos mostró que a la fecha no existen documentos específicos para estudiar la inercia inflacionaria. Las únicas aproximaciones, más no exclusivas a persistencia, fueron estimaciones de la curva de Phillips, donde uno de los componentes de esta curva está relacionado a la inercia inflacionaria, como se verá en la siguiente sección. Esta carencia de investigaciones en el área junto a su importancia para la determinación de las políticas monetarias ante choques anticipados y no anticipados, tales como los ocurridos recientemente en 2007 y 2010, nos motivaron a realizar el presente documento.

El enfoque de esta investigación, como lo señala su título es *no estructural* o de forma reducida, que se constituye en un primer y fundamental paso para la comprensión de este fenómeno desde una perspectiva estructural. Esta metodología nos permitirá contar con instrumentos para la medición y comprensión de la persistencia estadística. Según Etchavarria et al (2010) "*La persistencia estadística, o de forma reducida, se relaciona con ciertas regularidades empíricas de la inflación, y ocurre cuando ésta permanece lejos de su media luego de una perturbación, mientras que la persistencia estructural contempla los factores económicos "estructurales" que producen la persistencia estadística.*"

El documento se divide en cinco secciones que incluye como primer punto a la presente introducción. En la sección siguiente se discuten los aspectos teóricos de la persistencia y la evidencia empírica para Bolivia. En el punto tres, describimos los principales aspectos coyunturales de la evolución de la inflación en el periodo de análisis 1987-2012. También se analiza la base de datos e identificamos los periodos de alta y baja inflación, así como, los de elevada y reducida volatilidad. En el punto cuatro, se presenta el análisis empírico para la inflación mensual. Comenzamos analizando las propiedades de la serie de tiempo de la inflación y su grado de integración, posteriormente, se corre un modelo ARMA y otro con ventanas móviles. Seguidamente, se estima el modelo de cambio de régimen, y por último, se realiza un ejercicio similar para la muestra con datos anuales. Finalmente, la parte cinco está destinada a las conclusiones e implicaciones de política.

2. ASPECTOS TEÓRICOS Y EVIDENCIA PARA BOLIVIA

2.1. Aspectos Teóricos

El concepto de persistencia o inercia proviene de la física y se refiere a la resistencia que opone un cuerpo a modificar su estado de reposo o de movimiento y velocidad, a no ser que una fuerza externa actúe sobre este para modificarlo. Para el caso de la inflación este principio, según Fuhrer (2009), puede aproximarse como la variación del índice de precios que permanece constante o persistente en el tiempo, salvo que, una fuerza externa actúe para modificarla, por lo general la política monetaria. Sin embargo, la intervención de la autoridad monetaria para modificar la persistencia, implicará un costo en términos de caída en el producto, que será mayor cuanto mayor sea la persistencia.

Existe consenso entre los economistas de que la inflación es una variable económica inercial o persistente. Por ejemplo, el concepto de la tasa de sacrificio, el número de puntos porcentuales por año de desempleo requerido para reducir la inflación en un punto porcentual, implica que la inflación no se mueve libremente y por tanto, requiere un esfuerzo económico significativo en forma de pérdida de producción para reducir su nivel. Como lo exponen Altissimo, Ehrmann, y Smets (2006) y Rudd (2005), la persistencia alta obliga a los hacedores de política a intervenir con anticipación y de manera contundente para evitar los efectos permanentes de los choques

inflacionarios. En tanto que, ante baja inercia la reacción de política puede ser más moderada y menos costosa, en términos de actividad económica.

Con relación a las formas de aproximarse a la mediación de la persistencia, Echavarría et al (2010) expresan: "*La persistencia estadística, o de forma reducida, se relaciona con ciertas regularidades empíricas de la inflación, y ocurre cuando ésta permanece lejos de su media luego de una perturbación, mientras que la persistencia estructural contempla los factores económicos "estructurales" que producen la persistencia estadística. Buena parte del programa de investigación reciente sobre persistencia inflacionaria ha estado referido a la relación entre la persistencia estadística y los factores económicos estructurales que la determinan.*"

Como bien lo señalan Echavarría op. cit. la medición precisa y el entendimiento de la persistencia estadística se constituye en un primer y fundamental paso para la comprensión del fenómeno desde una perspectiva estructural. Si bien el objeto de este documento no es entrar en el análisis estructural, conviene revisar este concepto para contar con una mejor intuición respecto a la persistencia inflacionaria. Este concepto tiene sus orígenes en la llamada curva de Phillips.

Las encarnaciones iniciales de la curva de Phillips incorporaban la inercia de la inflación mediante la inclusión de rezagos de la misma variable. El justificativo teórico para la inclusión de retardos de la inflación era utilizado como un proxy de las expectativas de inflación que se asumían eran adaptativas y también para reflejar las fricciones en la fijación de precios, Fuhrer (2009).

La introducción de la hipótesis de expectativas racionales en la modelación de la persistencia llevó a la formulación de modelos donde las expectativas eran enteramente racionales o *forward looking*, Lucas (1972) y Sargent y Wallace (1975). Lo que implicaba que los precios eran completamente flexibles. Este argumento fue rápidamente criticado por quienes consideraban que, si bien las expectativas racionales eran un supuesto aceptable, la determinación de precios mostraba una evidente fricción en su ajuste. Los modelos de Calvo (1983) y Rotemberg (1982, 1983) intentaron reconciliar los modelos de expectativas racionales y de inercia inflacionaria.

El consenso actual considera que la inercia puede estar explicada por una versión ampliada de la curva de Phillips denominada Curva de Phillips Híbrida:

$$\pi_t = \beta\pi_{t-1} + (1 - \beta)E_t\pi_{t+1} + \gamma\tilde{y}_t + \epsilon_t \quad (1.1)$$

Donde π_t es la tasa de inflación; \hat{y}_t es la brecha del producto; β mide la persistencia inflacionaria; $(1 - \beta)$ estima las expectativas de inflación o inflación esperada, $E_t \pi_{t+1}$, y ϵ_t es una perturbación aleatoria.

Esta ecuación es conocida también como la Curva de Phillips neo-keynesiana con agentes racionales que maximizan sus decisiones intertemporalmente, y con una proporción aleatoria de firmas que puede ajustar precios cada período, Calvo (1983). Se supone adicionalmente que, la inflación es una función de la brecha del producto. Fuhrer (2009) demuestra que, en un modelo macroeconómico estructural pequeño, en el que se adiciona una curva IS y una regla de política, la curva de Phillips juega un papel central y es imposible explicar la persistencia del sistema de ecuaciones sin la inclusión de π_{t-1} . Además, no se puede obtener un ajuste empírico exitoso en la curva de Phillips sin incluir esta variable.

Para algunos autores la importancia de π_{t-1} , obedece a procesos de aprendizaje y a la falta de credibilidad del Banco Central. Los trabajos empíricos muestran que la importancia de la inercia en la curva de Phillips es baja cuando las expectativas de inflación se encuentran ancladas.

Para Fuhrer (1995) la inercia proveniente de: i) la credibilidad imperfecta del banco central; ii) el tipo de establecimiento de contratos de precios y salarios; y iii) del ajuste lento en las expectativas. Si la inercia está relacionada con la forma de fijación de precios y salarios, el banco central deberá aceptar los costos la política de desinflación. En cambio, si la inercia se origina en la falta de credibilidad de la autoridad monetaria o en el lento ajuste de las expectativas, la efectiva comunicación de los bancos centrales y su independencia política pueden ser factores clave para ayudar a reducir la persistencia y permitir que la política de desinflación sea menos costosa (Woodford,2005).

2.2. Evidencia Empírica para Bolivia

Para el caso Boliviano no existen trabajos dedicados exclusivamente a tratar la inercia inflacionaria como tal. La mayor parte de trabajos relacionados a la inflación corresponden al periodo post hiperinflacionario, por ejemplo Morales (1989). Otros se enfocan en los determinantes o estimaciones del traspaso de la inflación al tipo de cambio, mediante modelos de Vectores Auto regresivos (VAR) que dificultan el cálculo de la inercia al ser los parámetros formas reducidas de modelos estructurales desconocidos, algunos ejemplos son Orellana y Requena (1999), Orellana, et al (2000), Patiño E. y P. Mendieta (2005), entre otros.

Tal vez los dos únicos trabajos que miden la persistencia inflacionaria son los de Valdivia (2008) y Mendieta y Rodriguez (2008) ambas investigaciones estiman una curva de Phillips Neokeynesiana. Valdivia encuentra que el

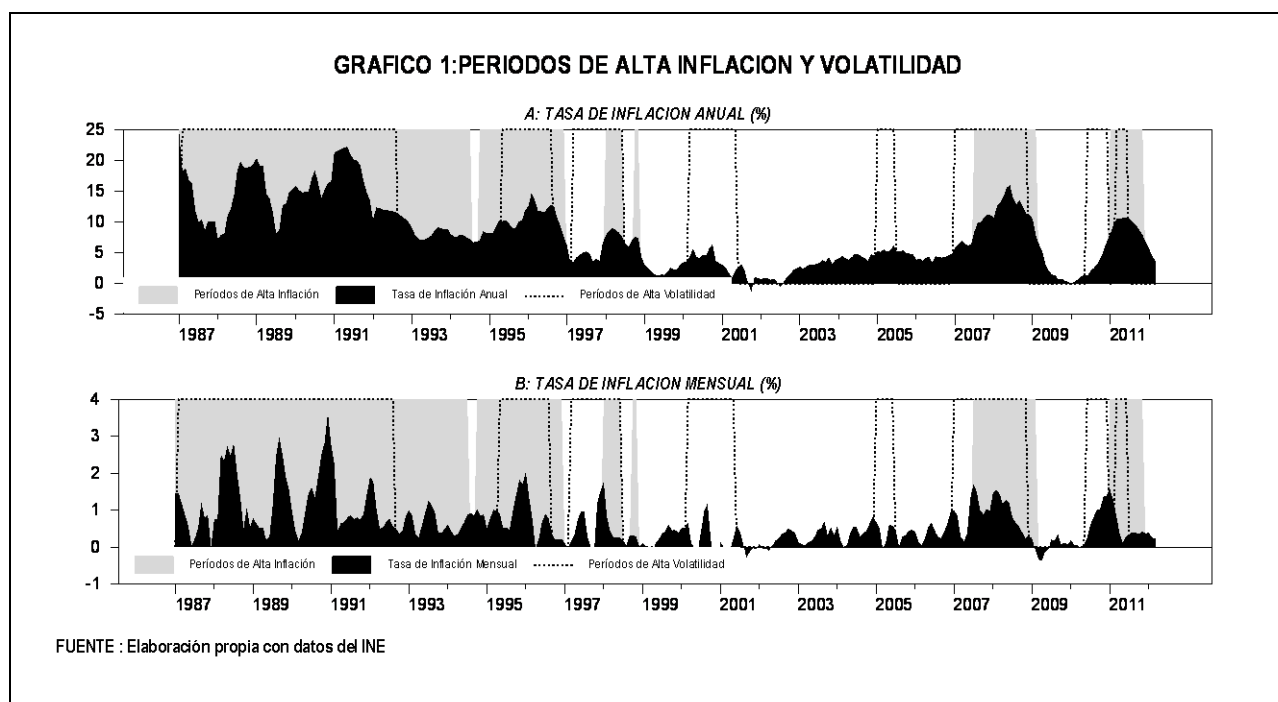
coeficiente de inercia para el periodo 1990-2003 oscila entre 0.35 – 0.45, en tanto que, Mendieta y Rodriguez encuentran un coeficiente entre 0.2 y 0.3, para el periodo que va entre 1990 y 2005.

3. EVOLUCIÓN DE LA INFLACIÓN EN EL PERIODO DE ESTUDIO

La inflación en la economía boliviana ha estado sujeta a importantes fluctuaciones a lo largo de las últimas dos décadas. A comienzos de 1980, la conjunción de varios factores de origen interno y externo, desencadenaron una espiral inflacionaria que condujo a la economía hacia un periodo hiperinflacionario, que alcanzó su punto más alto el año 1985.

Hacia finales de los 80 y principios de los 90, con el restablecimiento de la estabilidad de precios, la tasa inflación empezó a disminuir de manera constante, aunque registró un importante incremento en 1988 (21,6%), y entre 1990 y 1991 cuando promedió 19,4%. En el primer caso, el alza fue motivada por el aumento en los precios de los carburantes y los incrementos salariales. Con relación al período 1990-1991, los incrementos en el precio de los combustibles a nivel interno y las presiones de inflación importada, explican el alza de precios, Grafico 1.

En el periodo 1993-1996, la inflación registró tasas menores a los dos dígitos. Sin embargo, en 1995 experimentó una subida hasta 12,6%, que se debió al incremento de los precios internacionales en los productos básicos y a problemas climatológicos internos que aumentaron los precios de los alimentos.



En octubre de 1995 se promulgó la Ley 1670 del BCB, que se constituyó en un hito para el ente emisor y la economía nacional. En ella se estableció que el principal objetivo del BCB es mantener la estabilidad de precios. Aspecto que ha sido interpretado como: mantener una tasa de inflación baja y estable a lo largo del tiempo. La Ley 1670 garantizó la independencia política del BCB, aspecto que contribuyó de manera directa al logro del mencionado objetivo, y le permitió actuar con una visión de largo plazo, liberándolo de cualquier influencia política y de los efectos de los procesos electorales, Morales (1989).

El nuevo rol del BCB y la independencia en la toma de decisiones en cuanto a la política monetaria, permitieron que a partir de 1996 la inflación fuese bajando hasta alcanzar un nivel de 8% en diciembre de 1996 a sólo 0,9% en 2001. Los años 2003 y 2004 mostraron pequeños incrementos con valores que promediaron el 4% y 5%, respectivamente. Durante 2005 se suscitaron leves presiones inflacionarias por la subida en los costos del combustible, el transporte y los conflictos sociales ocurridos durante ese año, derivando en una inflación cercana a 5%.

En el año 2006, con el fin de anclar las expectativas inflacionarias, el BCB se fijó un rango meta para la inflación (de 3% a 5%). Este rango se cumplió con dificultad a finales de ese año, pues la inflación terminó en 4,95%, apenas debajo del límite superior (5%).

A partir del año 2007, la economía boliviana fue víctima de una serie de shocks de oferta y demanda que ocurrieron de manera simultánea.¹ Esta combinación de factores derivó en un fuerte crecimiento de la inflación que comenzó a finales de 2006, cobró mayor fuerza en 2007 y se extendió hasta el primer semestre de 2008, cuando la inflación registró el nivel más alto de los últimos 17 años (17,3%).

A partir de julio de 2008 y hasta concluido ese año, la tasa de inflación comenzó a disminuir hasta terminar en 11,8%, levemente superior al dato registrado en 2007, 11,7%. En el año 2009 continuó la trayectoria decreciente de la variación del IPC alcanzando una inflación de 0.3%, a finales de ese año. Esta trayectoria descendente continuó hasta el primer semestre de 2010, cuando por fenómenos de oferta y demanda, similares a los del periodo 2007-2008, la inflación ascendió a niveles mayores al 10% y permaneció arriba de este umbral por 7 meses.

Finalmente, a partir de junio de 2011 la inflación comenzó a descender hasta situarse en torno al 4% en abril de 2012, momento de la elaboración de la presente investigación.

¹ Las presiones por el lado de la demanda, provinieron del crecimiento del consumo, explicado por el desempeño de la economía que se tradujo en incrementos salariales, mayores niveles de empleo y el flujo de remesas del exterior, que incrementaron la capacidad de compra en los hogares. En lo que respecta a las presiones de oferta, los incrementos en los costos de la energía y de los alimentos a nivel mundial, las apreciaciones cambiarias de nuestros socios comerciales y la irrupción de fenómenos naturales adversos en nuestro país, se tradujeron en mayor inflación importada, en el primer y segundo caso y una contracción de la producción agrícola en el tercero. Además, el aumento de las expectativas inflacionarias de los agentes económicos, fue otra fuente de presión. A todo esto, se sumó el importante crecimiento de la emisión monetaria que si bien, buena parte se destinó a la recomposición de activos financieros (cambio de ahorros en dólares americanos a moneda nacional) una parte entró a la economía a pesar de las medidas de esterilización del BCB.

3.1. Definiciones de periodos de Alta Inflación y Alta Volatilidad

Como se puede apreciar en el Grafico 1, se han definido periodos de alta inflación representadas por las áreas sombreadas. También se definieron periodos de alta volatilidad representados por las áreas dentro de las líneas punteadas.

Los periodos de alta inflación fueron definidos de manera a priori como aquellos periodos que excedían la media de inflación calculada para toda la muestra. Este procedimiento se hizo tanto para la serie de inflación anual como la mensual, en el primer caso, el umbral de inflación fue de 8.0% y para el segundo 0.65%

Como proxy de volatilidad empleamos la desviación estándar de la variación del IPC. Si bien no es un indicador muy preciso, permitirá identificar periodos de baja y elevada volatilidad. Cabe aclarar que la variabilidad de la inflación, calculada generalmente como la desviación estándar de la inflación durante un periodo de tiempo, es un concepto ex-post, que tiene que ver con los valores que toma la tasa de inflación periodo a periodo y sus fluctuaciones alrededor de un valor medio o su tendencia. Para nuestro caso el umbral de volatilidad en el caso anual es de 1.6 y en el mensual de 0.69.

A pesar de que estas definiciones son un poco arbitrarias parecen identificar los periodos de alta inflación así como los periodos de elevada volatilidad. En este último caso, si bien puede estar relacionada a momentos de elevada inflación, esto no es estrictamente necesario. Por ejemplo, en 2005 la tasa de variación de precios estuvo por debajo del umbral de 8%, no obstante, los conflictos políticos elevaron la volatilidad en ese año, tal como se puede observar en el Grafico 1.

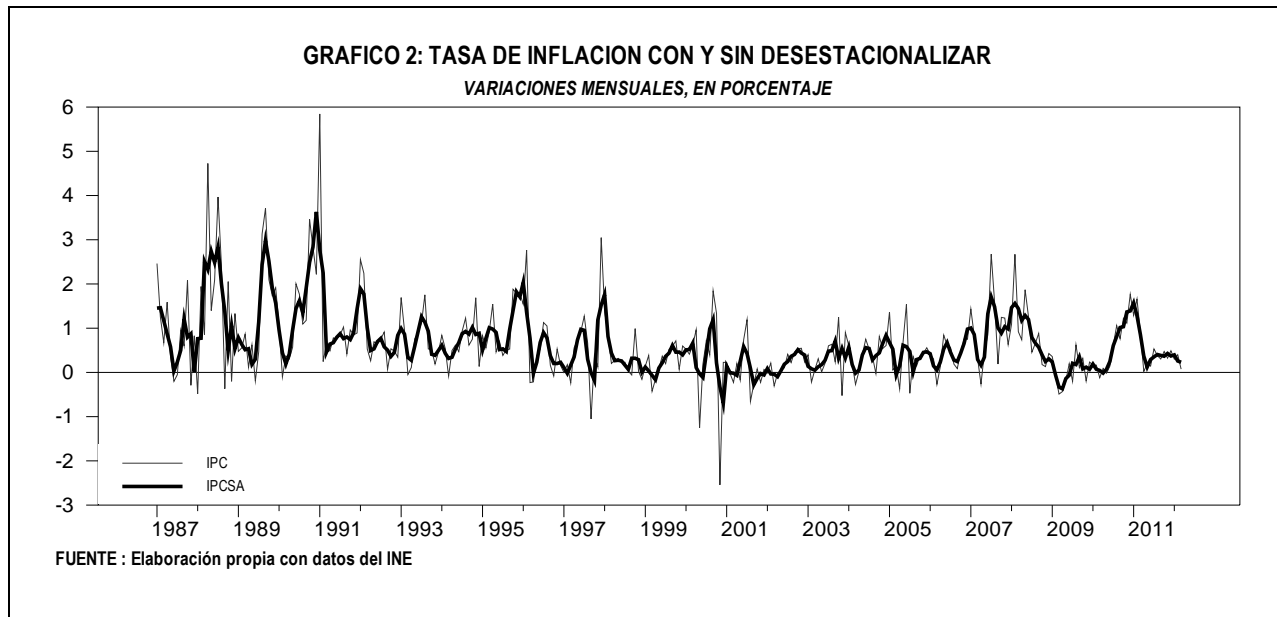
3.2. Descripción de la base de datos

Los datos utilizados en este documento corresponden al Índice de Precios al Consumidor (IPC) publicado por el Instituto Nacional de Estadística (INE). La muestra comprende datos mensuales desde enero de 1987 a marzo de 2012. Los datos del IPC fueron previamente desestacionalizados y se les aplicó logaritmos.² A partir de esta nueva serie se estimó la tasa de inflación como:

$$\text{Tasa de Inflación} = [\log(IPCSA_t) - \log(IPCSA_{t-1})] * 100 \quad (3.1)$$

² La desestacionalización se llevo a cabo con ayuda del programa Demetra, para hacer un cálculo más preciso, se realizaron ajustes de calendario construyendo una serie con todos los feriados y días festivos en Bolivia a lo largo de toda la muestra. A la muestra resultante se le aplicó logaritmos.

Donde, IPCSA corresponde al IPC ajustado estacionalmente. La tasa de inflación tiene un comportamiento similar a la tasa mensual calculada por el INE, no obstante, como era de esperar sigue un patrón más suave debido a la desestacionalización, Gráfico 2.



La elección del periodo se debe a que en la primera mitad de los años 80 la economía experimentó un agudo proceso hiperinflacionario que logró ser controlado a fines de 1985. Sin embargo, fue en septiembre de ese año que la tasa de inflación anual retornó a niveles inferiores al 100% y en enero de 1987, este indicador alcanzó un registro menor a 30%.

4. ANALISIS DE LA PERSISTENCIA ESTADISTICA EN BOLIVIA

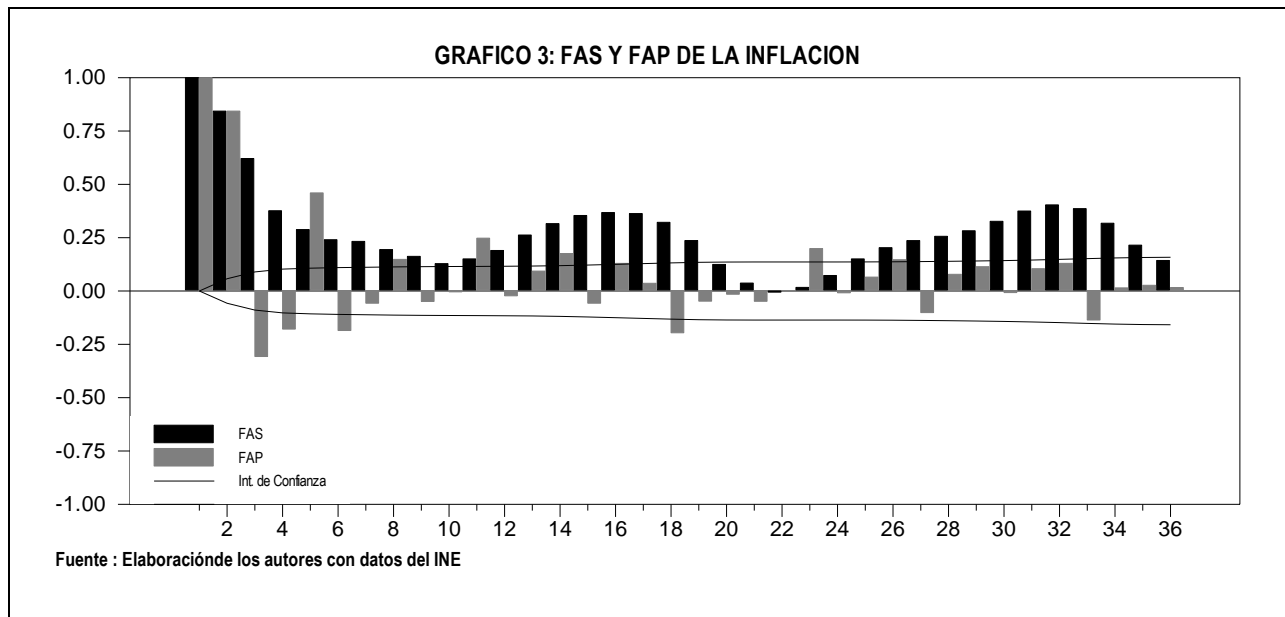
4.1. Análisis de Estacionariedad

El punto de partida para el análisis de la estacionariedad es el cálculo de las funciones de auto-correlación simple (FAS) y la función de auto-correlación parcial (FAP). La FAS mide la correlación de una variable contra los rezagos de esta misma variable (ej. y_t contra y_{t-1} ; contra $y_{t-2}; \dots$; contra y_{t-k}). La diferencia con la FAP radica en que la FAS corrige el efecto de los rezagos intermedios (ej. y_t contra y_{t-k} pero ajustada por $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-k-1}$).

El beneficio del análisis de estas funciones reside en que si la variable en cuestión sigue un proceso estacionario, la FAS y la FAC son independientes del tiempo, en otras palabras, los valores de estas funciones no deben ser estadísticamente distintos de cero, a excepción del primer rezago que toma el valor de uno en ambos casos.

El Gráfico 3 presenta la FAS y FAP de la serie de la inflación para 36 rezagos y su correspondiente intervalo de confianza, por debajo de este, se considera que los valores de la estas funciones no son estadísticamente diferentes de cero. Como se aprecia, la FAS disminuye lentamente y muestra un comportamiento oscilante que se repite aproximadamente cada 10 meses. La FAP disminuye de manera más rápida pero salta nuevamente en los rezagos 11, 18 y 23.

Con base en el comportamiento de las FAS Y FAP descritos, es difícil afirmar si la serie es o no estacionaria. A priori el comportamiento de la FAP pareciera indicar que la serie converge rápidamente a niveles cercanos a cero, aunque con los saltos mencionados. Por su parte, la FAS presenta un comportamiento cíclico que pareciera ir en detrimento de la estacionariedad. Sin embargo, este análisis debe ser corroborado con el uso de pruebas de estacionariedad formales que permitan determinar el nivel de integración de la serie.



4.2. Análisis de Integración

Para contextualizar la importancia del análisis de la integración de la serie de inflación en el estudio de la persistencia inflacionaria, supongamos de manera sencilla que la tasa de inflación puede ser modelada mediante un proceso $AR(1)$ de la siguiente forma:

$$\pi_t = \alpha + \beta\pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Donde π_t es la tasa de inflación actual, π_{t-1} la inflación rezagada un periodo, ε_t es un choque aleatorio y por último, α y β son parámetros a estimar, cuya relevancia quedará aclarada más adelante. Si damos un valor inicial para la inflación ($\pi_t = \pi_0$) e iteramos la ecuación (4.1) hacia adelante obtenemos:

$$\pi_t = \alpha \sum_{i=0}^{t-1} \beta^i + \beta^t \pi_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \beta^i \varepsilon_{t-i} \quad (4.2)$$

La magnitud del parámetro β es determinante para la convergencia de la serie. Por ejemplo, si $|\beta| < 1$, el primer término de (4.2) convergerá a $\alpha/(1-\beta)$, el segundo se aproximará a cero y, el tercero será una función decreciente, debido a que en la medida que t se incrementa, el efecto de ε_{t-i} sobre π_t se diluye en el tiempo, como se especifica a continuación:

$$\pi_t = \frac{\alpha}{1-\beta} + \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \varepsilon_{t-i} \quad (4.3)$$

Si el segundo término de la ecuación (4.2) se desvanece en el tiempo, la serie π_t convergerá a $\alpha/(1-\beta)$, que es el valor medio del proceso AR(1) especificado en (4.3). Vale decir, si $|\beta| < 1$, ante un choque en la inflación, esta tenderá a retornar a su valor medio. En cambio si $|\beta| = 1$ cada perturbación tendrá un efecto permanente sobre π_t . Lo que quiere decir que ante, un choque la inflación no retornará a su valor medio de largo plazo.

Si asumimos el caso $|\beta| < 1$ y suponemos un choque aleatorio, la velocidad de convergencia hacia el valor medio o de largo plazo dependerá de la magnitud de β . Dicha velocidad será más rápida cuanto más cercano a cero sea el valor de $|\beta|$ y será más lenta, cuanto más cercano a uno sea este valor.³

Habiendo realizado este análisis podemos concluir que si modelamos la inflación como en (4.1), el parámetro β determinará el grado de persistencia de la inflación. Además, si $|\beta| < 1$ se dice que la inflación es estacionaria o sigue un proceso integrado de orden cero. Si $|\beta| = 1$ se dice que la serie es no estacionaria o tiene raíz unitaria y, por tanto, se debe determinar su orden de integración.

4.3. Pruebas de Raíz Unitaria

Para probar la existencia de raíz unitaria se han desarrollado una gran cantidad de pruebas, las más comunes son la de Dickey-Fuller Aumentado (DFA) y la de Phillips Perrón (PP). Ambos tratan de detectar raíz unitaria corrigiendo la

³ El signo del parámetro β sólo determinará la forma de convergencia de la serie. Si $0 < \beta < 1$, la convergencia es de forma monótona hacia el valor medio. En cambio, si $-1 < \beta < 0$, la convergencia es oscilante.

correlación serial. Por lo que, un aspecto importante es la determinación del número de rezagos. Adicionalmente, ambos contrastes permiten incorporar parámetros determinísticos, la constante y/o la tendencia.

Para determinar el nivel óptimo de rezagos y variables determinísticas a incluir, se utilizó una combinación de criterios de determinación óptima de rezagos.⁴ Para la inclusión de los componentes determinísticos se utilizó la metodología propuesta por Enders (2010).

Los resultados de ambas pruebas, para la serie mensual, se presentan en la primera y segunda columna, bajo el título de pruebas tradicionales, del Cuadro 1. La H_0 de ambas pruebas es que la serie tiene raíz unitaria. Como podemos evidenciar esta hipótesis es rechazada en ambos casos al 1% de significancia, concluyendo que la serie de inflación no tiene raíz unitaria, bajo estos dos criterios.

CUADRO 1: PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA

Tradicionales			Point-Estimate o Asintóticamente Eficientes					Quiebres Estructurales				
VC	DFA	PP	SP	DFGLS	PT	QT	DFGLSu	ZIVOT	Perron NG			
									MZa	MZt	MSB	MPT
VC	-4.16 (*)	-5.13 (*)	-5.71 (*)	-2.25 (**)	2.72 (**)	1.20 (*)	-4.52 (*)	-6.51 (*)	-42.78 (*)	-4.61 (*)	0.11 (*)	2.19 (*)
1%	-3.45	-3.45	-4.50	-2.58	1.99	3.06	-3.28	-5.57	-23.80	-3.42	0.14	4.03
5%	-2.87	-2.87	-3.96	-1.95	3.26	4.65	-2.73	-5.08	-17.30	-2.91	0.17	5.48

FUENTE: Elaboración de los autores.

(*)Rechazo de la H_0 al 1%

(**)Rechazo de la H_0 al 5%

Schmidt y Phillips (1992), Elliot et al (1996) y Elliot (1999) desarrollaron una serie de pruebas estadísticas que se ha demostrado son más potentes que el ADF. Este tipo de contrastes se denominan test asintóticamente eficientes o *Point-Estimates*. La crítica de estos autores a la prueba de ADF es que estima de manera poco robusta los componentes determinísticos (constante y tendencia) y que además pierde mucho poder cuando existen procesos de medias móviles de bajo orden.

En las columnas tercera a la quinta del Cuadro 1 se presentan los resultados. La prueba de Schmidt Phillip (SP) rechaza la existencia de raíz unitaria al 1%. Los test propuestos por Elliot et al. (1996), DF-GLS y PT, rechazan la nula al 5% y los propuestos por Elliot (1999), DF-GLSu y QT, rechazan la nula al 1%.⁵

También realizamos pruebas de estacionalidad bajo quiebres estructurales para esto se emplearon las pruebas propuestas por Zivot y Andrews (1992) y otras alternativas propuestas por Ng y Perron (1996). Ante la presencia de

⁴ Los más comunes y utilizados con mayor frecuencia son el criterio de información de Schwartz, el criterio de información de Akaike, el criterio de Hannan-Quinn y, las modificaciones a estos criterios.

⁵ DF-GLS es el test de Dickey Fuller ajustado por Mínimos Cuadrados Generalizados y su versión modificada es el DF-GLSu. Los test PT y QT son modificaciones propuestas por los autores. Para mayor detalle consulta los documentos citados.

quiebres en la muestra cualquiera de los test realizados hasta el momento perdería total validez. Como puede ser evidenciado en el Cuadro 1, la hipótesis de raíz unitaria bajo estos test son rechazadas al 1%.

Por último, realizamos una prueba de raíz unitaria estacional, basada en el test de Hylleberg et al (1990), más conocido como la prueba de HEGY, modificada para datos mensuales por Beaulieu y Miron (1993). Los resultados presentados en el Cuadro 2 permiten inferir que tanto las pruebas t como F rechazan la existencia de raíz unitaria en todas las frecuencias.

CUADRO 2: PRUEBAS DE HEGY

Frecuencia	Ciclos por Año	π -odd	π -even	Test-F
0	0	-9.8	-9.8	-
π	6	0.69	-	-
$\pi/2$	3 y 9	0.64	-4.7	11.17
$2\pi/3$	8 y 4	-0.38	17.64	155.59
$\pi/3$	2 y 10	4.07	-5.17	19.54
$5\pi/6$	7 y 5	-4.96	2.4	15.78
$\pi/6$	1 y 11	11.84	1.21	75.53

FUENTE: Elaboración de los autores.

Los resultados obtenidos en esta sección nos permiten concluir que la variación mensual del IPCSA, es integrada de orden cero o es un proceso estacionario. Esta característica nos permitirá, en la siguiente sección, modelar la inflación como un proceso ARMA, con el fin de analizar el grado de persistencia de la serie.

4.4. Modelado de la Inflación

Debido a la estacionalidad de la serie, podemos modelar la tasa de inflación mediante un modelo univariado ARMA. De la observación de la FAS, Grafico 3, se aprecia un comportamiento cíclico de la inflación. Este comportamiento, difícil de explicar, amerita un tratamiento más minucioso. Para este fin, calculamos el periodograma y espectro de la serie. Tal como lo afirma Chatfield (2004), el análisis espectral es típicamente utilizado cuando existe la sospecha que las variaciones cíclicas en una serie pueden estar presentes en frecuencias desconocidas y, a partir de la propia serie es difícil identificar la tendencia o los patrones estacionales.

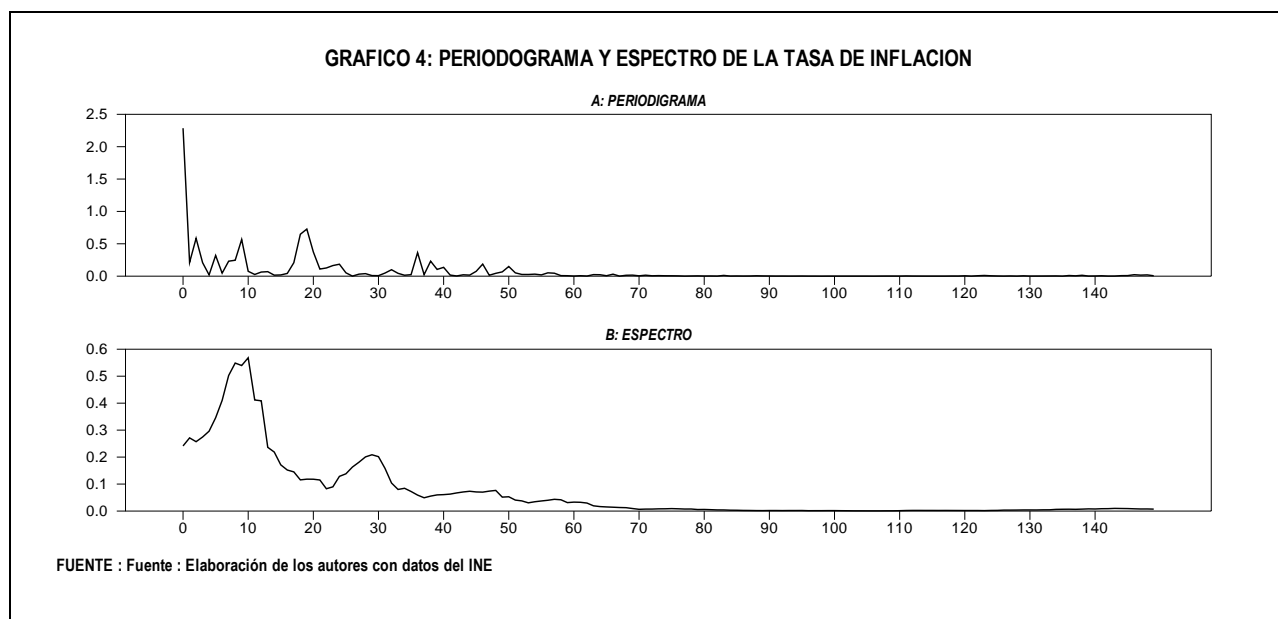
La figura A del Grafico 4, muestra el periodograma de la serie de inflación. El periodograma mide las aportaciones a la varianza total de la serie de componentes periódicos de una frecuencia determinada. Si el periodograma presenta un "pico" en una frecuencia, indica que dicha frecuencia tiene mayor "importancia" en la serie que el resto. De este gráfico podemos inferir que la serie tiene componentes de mediana y alta frecuencia.

Si bien el periodograma es un buen indicador de la frecuencia de una serie, lo es sólo para procesos periódicos, presentando serias limitaciones en procesos estocásticos puros. También presenta problemas cuando la serie sigue un proceso estocástico o incorpora mucho ruido. En tal situación, el espectro es un instrumento más preciso.

En la figura B del mismo gráfico, estimamos el espectro de la serie. En este resaltan dos picos claramente visibles y un tercero menos evidente. El primero y más fuerte ocurre en el periodo 12, que por el tamaño de la muestra corresponde a un ciclo de 25.2 meses ($12/303=25.2$) y el segundo acontece en el periodo 31 equivalente a un ciclo aproximado de 10 meses. Un tercer pico, pero menos significativo, sucede en el periodo 50 que representa un movimiento cíclico de 6 meses ($50/303=6.0$).

Del análisis espectral inferimos que la inflación, una vez desestacionalizada, presenta ciclos de mediana frecuencia temporal 6 y 10 meses y un ciclo alta frecuencia con una periodicidad un poco mayor a los dos años. Este último ciclo podría estar relacionado con características estructurales de la inflación como movimientos en el ciclo del producto interno o a movimientos en precios internacionales.

Por otra parte, los ciclos de 6 y 10 meses pueden estar explicados por factores como el impacto de las cosechas de alimentos u otros que no pueden ser captados por los métodos tradicionales de desestacionalización.⁶ Estas características serán consideradas al momento de armar modelos de series de tiempo que se especificaron para captar la persistencia inflacionaria en el siguiente acápite.



⁶ El índice de precios en Bolivia está fuertemente influenciado por el rubro de alimentos, que hasta el año 2008 representó aproximadamente el 50% del peso total de la canasta del índice. A partir de abril de 2008 el peso de este capítulo se redujo a 40%. A pesar de ello, continua siendo la división de mayor peso en influencia en el movimiento de la inflación agregada.

4.5. Especificación de los modelos ARMA

Con el propósito de analizar la evolución de la persistencia inflacionaria en esta sección se estiman modelos ARMA y se utiliza la metodología propuesta en Altissimo, et al (2006), que sugiere la suma de los coeficientes autorregresivos como proxy de este concepto. De este modo la persistencia será definida como:

$$Persistencia = \sum_{i=1}^T \pi_{t-i} \quad (4.4)$$

El Cuadro 3 presenta las salidas de tres modelos ARMA, uno para el periodo total de estudio 1987-2012, el segundo para la serie 1987-1996 y el tercero para el periodo 1997-2012. Esta división intenta estimar si la persistencia cambió una vez aprobada la Ley del BCB a finales de 1996. En todos los modelos incluimos la constante, cinco parámetros autorregresivos (AR), a diferencia del primer modelo, en el que incluimos un AR(15), y el último en el que además se adicionó un AR(24). Además, incluimos un coeficiente de medias móviles MA(6) en todos los casos, con la salvedad del primer modelo, en el que incorporamos un MA(24).

La especificación de estos modelos se la hizo en base a las funciones FAS, FAP, el espectro y el periodograma de cada modelo. La inclusión y/o exclusión de cada término en cada uno de los modelos estimados fue realizada en base a los criterios citados en la nota al pie 4 de este documento. Adicionalmente, se comprobó que la estructura eliminara la autocorrelación y heterocedasticidad de los residuales, y que su distribución se aproxime a una normal.

La suma de los términos AR en cada modelo, proxy de la medida de inercia, llega a 0.97 para la muestra total. Valor que implica una elevada correlación para el periodo de análisis. El modelo que cubre el periodo 1987-1996 presenta una inercia similar aspecto que puede estar relacionado al proceso de desinflación de esos años, que apoyaría la hipótesis de una elevada persistencia inflacionaria en el periodo post hiperinflación, debido a la fuerte incertidumbre que permaneció en este periodo, Rocabado (2009).

El modelo que abarca los años 1997-2012 muestra una menor correlación en comparación al modelo del periodo 1987-1996, aunque aun elevado, 0.87. Una posible explicación de este nivel, podría ser la influencia de los choques políticos de los años 2003 y 2005 y los fuertes incrementos en la tasa de inflación del periodo 2007-2008 y 2010-2011, ocasionado por el incremento en el precio de los alimentos debido a los factores explicados en el punto 3.

El análisis de las Funciones Impulso Respuesta (FIR) presentadas en el Grafico 5 permiten apreciar que la magnitud de los choques inflacionarios es menor para el periodo 1997-2012 en comparación al de 1987-1996. Asimismo, el

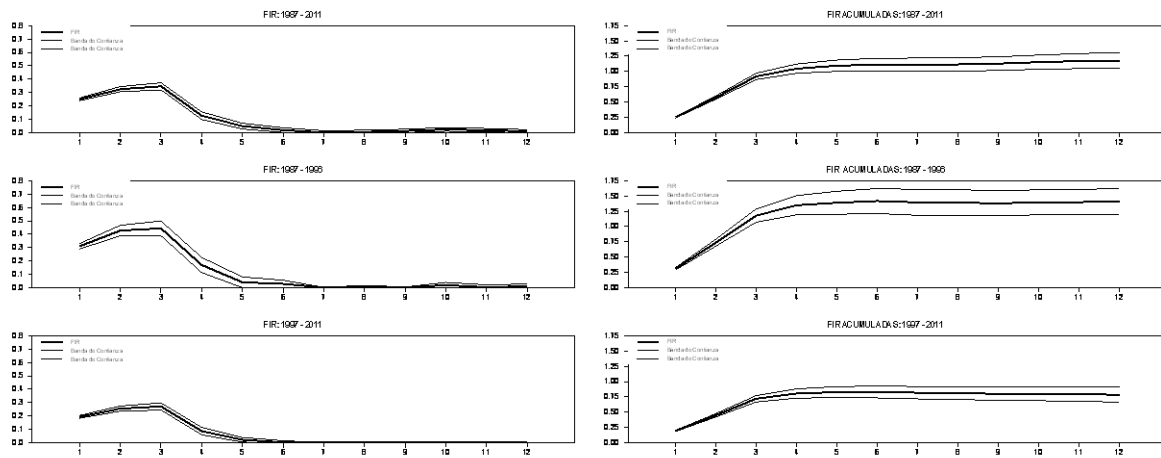
periodo de convergencia al equilibrio es algo menor y el efecto agregado o de largo plazo, mostrado en las FIR acumuladas, es más acotado.

CUADRO 3: ESPECIFICACIONES ARMA

Modelo	1987-2012	1987-1996	1997-2012
Variable	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
α_t	0.427 * (0.167)	1.007 * (0.141)	0.403 * (0.093)
π_{t-1}	1.311 * (0.057)	1.273 * -0.091	1.251 * (0.071)
π_{t-2}	-0.362 * (0.073)	-0.231 * (0.105)	-0.280 * (0.075)
π_{t-3}	-0.743 * (0.056)	-0.965 * (0.068)	-0.932 * (0.035)
π_{t-4}	0.961 * (0.075)	1.128 * (0.136)	1.185 * (0.08)
π_{t-5}	-0.240 * (0.055)	-0.260 * (0.091)	-0.181 * (0.082)
π_{t-15}	0.043 ** (0.021)		-0.121 * (0.037)
π_{t-24}			-0.049 * (0.022)
ε_{t-6}	-0.545 * (0.065)	-0.742 * (0.139)	-0.783 * (0.077)
ε_{t-21}	-0.196 * (0.051)		
R^2	0.85	0.81	0.81
D-W	1.99	2.05	1.99
$\sum \pi_{t-i}$	0.97	0.95	0.87
* Significativo al 1%			
** Significativo al 5%			
FUENTE: Elaboración de los autores.			

Para analizar la evolución de la persistencia en base al modelo ARMA, en el Grafico 6, presentamos la evolución de la suma de los coeficientes autorregresivos en base a una regresión con ventanas móviles de cinco años. La línea gruesa muestra la evolución de la persistencia junto a sus bandas de confianza. Del análisis de este gráfico se aprecia como la inercia se mantuvo en niveles elevados hasta el año 1997. A partir de esa fecha, se puede observar una caída que se revierte parcialmente en los años 2003 y 2005. A partir de 2007, la persistencia vuelve a incrementarse hasta niveles similares a los de la época de principios de los años 90. Es recién en 2011 que se aprecia una leve tendencia decreciente.

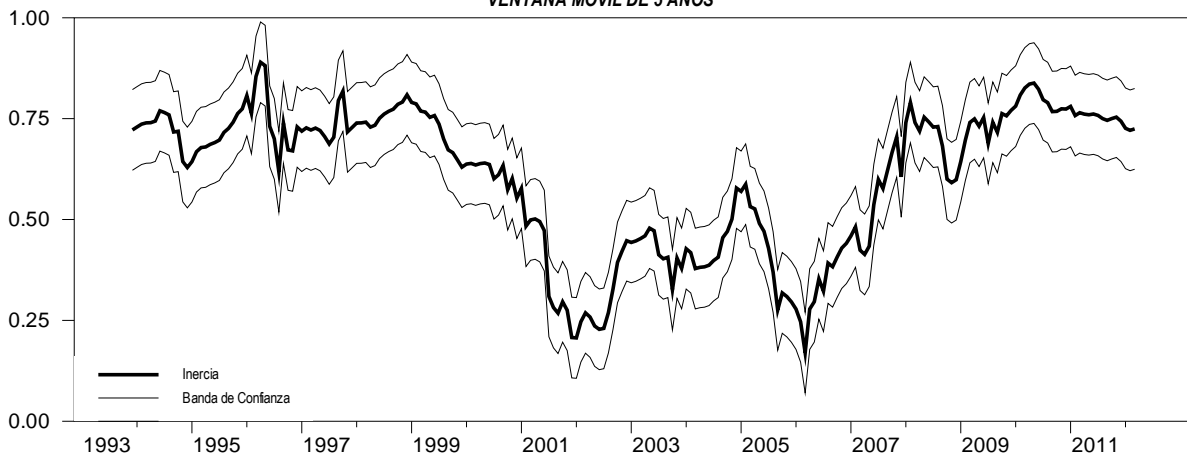
GRAFICO 5: FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA - FIR



FUENTE : Elaboración de los autores

El comportamiento de las FIR del Gráfico 6 muestran que la persistencia no se ha mantenido constante a lo largo del tiempo y que, adicionalmente, su cambio fue relativamente suave y no pudo ser captado por los test de raíz unitaria con cambio estructural presentados en la sección 4.3. Este comportamiento nos lleva a concluir preliminarmente, que la inflación parece haber cambiado de un régimen de alta persistencia, en que que habría permanecido hasta el año 1997, a un régimen de persistencia baja o moderada desde esa fecha y hasta el año 2007, cuando aparentemente vuelve a cambiar hacia el régimen de persistencia elevado, similar al del primer periodo. Para poder contrastar esta hipótesis en la siguiente sección presentamos un modelo de cambio de régimen que permite evaluar la evolución de la inflación de distintos regímenes.

**GRAFICO 6: ESTIMACION DE LA INERSCIA INFLACIONARIA
VENTANA MOVIL DE 5 AÑOS**



FUENTE : Elaboración de los autores con datos del INE

4.6. Modelo de Cambio de Régimen

La inestabilidad en los modelos de regresión se define en algunos casos como un cambio dentro de una sub muestra (régimen) a otra, Kim y Nelson (1990). En otras palabras, esta metodología reconoce que la serie temporal es estado dependiente. Lo que significa que la evolución temporal de la media y la varianza dependen de régimen o estado de la economía.

Bajo el enfoque de Markov para modelos de cambios de régimen, se asume que existen varios estados que gobiernan el comportamiento de una variable denotados por s_i , $i = 1, \dots, m$, correspondientes a m regímenes. En otras palabras y para nuestro caso, se asume que π_t , la variable de estado, cambia de régimen de acuerdo a un componente no observable s_i , que toma valores enteros.

Como lo afirma Etchavarría et al (2010), "... La ventaja de esta metodología para el estudio de la persistencia de la inflación, respecto a los métodos tradicionales, es que permite reconocer de manera endógena los cambios de régimen en el comportamiento del proceso auto-regresivo a través de tiempo. En este caso, la persistencia se define como estado dependiente y se mide a través de la suma de los coeficientes auto-regresivos asociados a cada estado."

Otra de las ventajas del modelo de Markov es que permite capturar tanto los cambios en media como en varianza. Además, esta metodología posibilita determinar la duración esperada de las tasas de inflación en cada régimen así como las probabilidades de permanencia o cambio hacia otro régimen.

Siguiendo a Krolzig (1997) y a Hamilton (1994), encontramos que la evolución de la tasa de inflación π_t se describe mejor a través de dos regímenes, $s_t = 2$. Lo que implica que los movimientos de π_t entre los estados están gobernados por un proceso de Markov de primer orden:

$$P[a < \pi_t \leq b \mid \pi_1, \pi_2, \dots, \pi_{t-1}] = P[a < \pi_t \leq b \mid \pi_{t-1}] \quad (4.5)$$

Esta ecuación especifica que la distribución de probabilidad de los estados en cualquier momento del tiempo depende solamente de estado anterior, o de $t-1$.

Los dos regímenes establecidos pueden ser definidos como uno de inflación moderada y baja volatilidad y el otro de alta inflación y elevada volatilidad. El modelo que mejor describe la evolución de la persistencia para Bolivia es el MSIAH (*Markov Switching Intercept Autoregressive Parameter Heteroscedasticity*). Que implica que el intercepto, los

términos autorregresivos y la matriz de varianzas y covarianzas dependen del régimen de la economía y esta caracterizado por la siguiente ecuación:

$$\pi_t = \alpha_{S_t} + \beta_{1S_t}\pi_{t-1} + \dots + \beta_{nS_t}\pi_{t-n} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

Donde α_{S_t} y los β_{iS_t} representan el intercepto y los coeficientes autorregresivos, respectivamente. Ambas variables dependientes del estado de la economía. Asimismo, se asume que, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2)$, donde la varianza también depende del estado en el que se encuentre la economía.

La persistencia inflacionaria en cada régimen estará determinada por la suma de los coeficientes auto-regresivos:

$$Persistencia(\pi_t) = \sum_{i=1}^n \beta_{iS_t} \quad (4.7)$$

A partir del modelo es posible estimar las probabilidades de permanencia en cada uno de los regímenes p y q así como las probabilidades de cambio de régimen $1-p$ y $1-q$. Estas probabilidades pueden ser representadas en un arreglo denominado matriz de transición, de la siguiente manera:

$$\begin{bmatrix} p = [S_t = 0 | S_{t-1} = 0] & 1-p = [S_t = 1 | S_{t-1} = 0] \\ 1-q = [S_t = 0 | S_{t-1} = 1] & q = [S_t = 1 | S_{t-1} = 1] \end{bmatrix} \quad (4.8)$$

Donde la probabilidad p y q denotan: la probabilidad de permanecer en el régimen de baja inflación y volatilidad $S_t = 0$, dado que la economía estaba en el mismo régimen durante periodo previo $S_{t-1} = 0$ y; la probabilidad de permanecer en el régimen de alta inflación y volatilidad $S_t = 1$, dado que la economía estaba en el mismo régimen durante periodo previo $S_{t-1} = 1$, respectivamente. Por lo tanto, $1-p$ y $1-q$ denotan: la probabilidad de cambiar al régimen de alta inflación y volatilidad $S_t = 1$, siendo que la economía estaba en el régimen de baja inflación y volatilidad durante periodo previo $S_{t-1} = 0$ y; la probabilidad de cambiar al régimen de baja inflación y volatilidad $S_t = 0$, siendo que la economía estaba en el régimen de alta inflación y volatilidad durante periodo previo $S_{t-1} = 1$, respectivamente. A partir de este resultado se puede computar la permanencia promedio de la inflación en cada régimen como:

$$Permanencia\ promedio = \frac{1}{1 - prob(\text{regimen})} \quad (4.9)$$

El Cuadro 4 presenta los resultados de la estimación bajo la metodología de modelos de cambio de régimen de Markov. En la parte inferior del cuadro se aprecia que la media condicionada de ambos regímenes es distinta. Como era de esperar, bajo el régimen de baja inflación ($S=0$) la media de la tasa mensual es menor, 0.16%, a la del régimen de inflación elevada ($S=1$), con una inflación promedio mensual de 0.52%.

Se constata también que la desviación estándar es más elevada 0.24 en $S=1$ que en el régimen de baja inflación, donde este indicador es de 0.05. Este resultado muestra tal como lo señala Rocabado (2009) que los periodos de alta inflación están asociados a mayor volatilidad y los de inflación baja presentan baja volatilidad.

Por último, la suma de los coeficientes auto-regresivos del modelo, la medida de persistencia inflacionaria, muestra mayor persistencia en los regímenes de alta inflación. La inercia de $S=1$ alcanza prácticamente el 100% con relación a la inflación pasada $\sum \beta_{i(S=1)_t} = 0.99$. En los regímenes de baja inflación, por otra parte, la inercia es cercana al 40%, $\sum \beta_{i(S=0)_t} = 0.36$. Estos resultados corroboran la hipótesis de que en los periodos de elevada inflación la inercia inflacionaria es mayor que en los periodos de baja inflación.

La magnitud de los resultados también permite inferir, aunque no de manera robusta, respecto a la formación de expectativas inflacionarias de los agentes económicos en los distintos regímenes. El régimen de alta inflación y elevada persistencia, indica que en estos periodos los agentes basan sus expectativas casi en un 100% con respecto al comportamiento de la inflación pasada, fenómeno conocido en economía como expectativas adaptativas que miran hacia atrás o *backward looking*.

En cambio, en lapsos de tiempo en los que la inflación y su volatilidad se mantienen bajas, la inercia cae considerablemente y la formación de expectativas adaptativas se basa en una magnitud algo superior a un tercio. Los restantes dos tercios podrían estar asociados a expectativas racionales que miran hacia adelante o *forward looking*.⁷

En base a los resultados obtenidos en el Cuadro 4, a continuación, calculamos la matriz de transición y la duración de cada uno de los estados. De las estimaciones presentadas en el Cuadro 5 vemos que ambos estados son absorbentes, lo que implica que una vez que se ingresa al estado en cuestión es difícil salir de este, pues la probabilidad de transición es baja. La probabilidad de permanencia en el régimen de alta inflación es, sin embargo, más baja (86%), lo que implica una mayor probabilidad de salida de este régimen, 14%, comparado a sólo 0.8% de probabilidad de pasar de un régimen de baja inflación a uno de alta.

⁷ No obstante se debe considerar que esta aseveración no puede determinarse tajantemente y requiere de estudios adicionales.

CUADRO 4: MODELO DE CAMBIO DE REGIMEN DE MARKOV

Modelo	Regimen S=0		Regimen S=1	
Variable	Baja π		Alta π	
α_t	✓	0.156 * (0.025)	✓	0.301 * (0.123)
π_{t2}	✓	0.518 * (0.078)	✓	0.910 * (0.109)
π_{t3}	✓	-0.485 * (0.109)	✓	-0.590 * (0.221)
π_{t4}	✓	0.290 * (0.097)		-0.054 ** -0.0218
π_{t5}	✓	-0.084 * (0.038)	✓	0.061 (0.137)
π_{t6}	✓	0.109 * (0.032)	✓	0.416 * (0.156)
π_{t12}	✓	0.016 (0.032)	✓	0.254 * (0.079)
ε_{t6}	✓	0.116 *** (0.067)	✓	-0.079 (0.368)
ε_{t21}	✓	0.070 (0.067)	✓	-0.125 (0.368)
$\sum\beta$	✓	0.364 * (0.000)	✓	0.998 * (0.000)
σ_t	✓	0.049 * (0.000)	✓	0.244 * (0.036)
M.Cond (π)		0.161		0.519
* Significativo al 1% ** Significativo al 5% *** Significativo al 10% FUENTE: Elaboración de los autores.				

Con relación a la duración, una vez en el régimen de baja inflación, el periodo promedio de permanencia es algo mayor a una año (12.3 meses). En contra posición si se está en el régimen de alta inflación, el lapso de tiempo medio de estancia es de un poco más de medio año (8 meses).

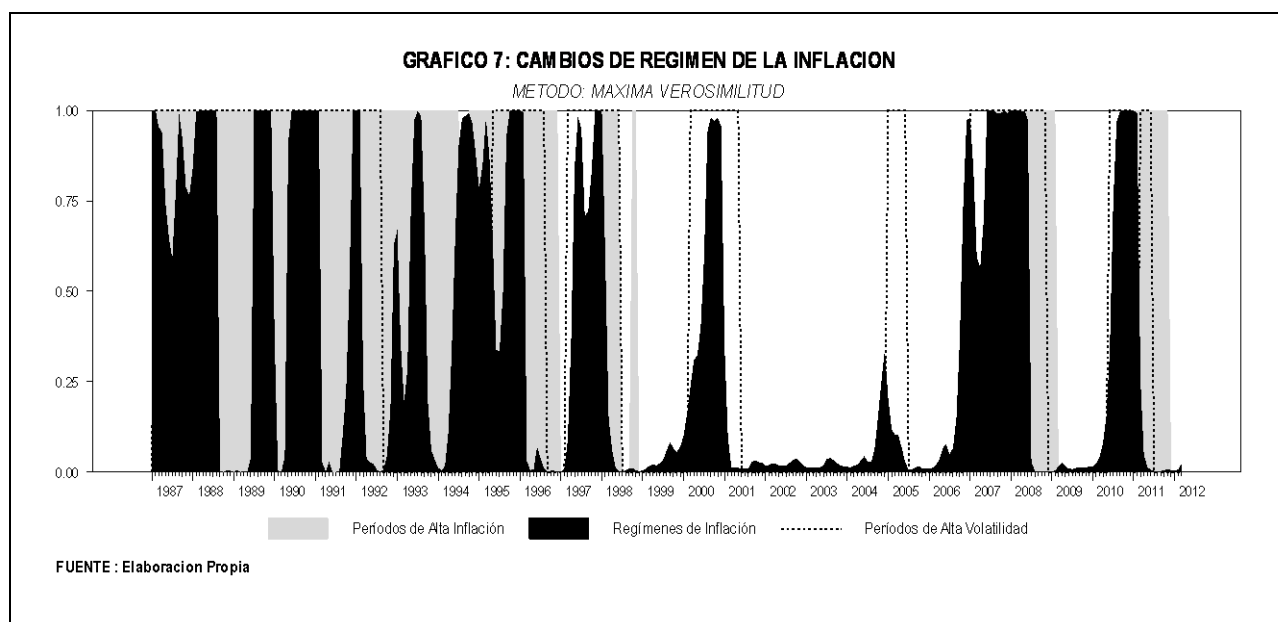
CUADRO 5: MATRIZ DE TRANSICION Y DURACION

Regimen	Matriz de Transición		Duración
	Baja π (S=0)	Alta π (S=1)	
Baja π (S=0)	0.92	0.08	12.28
Alta π (S=1)	0.14	0.86	7.05
FUENTE: Elaboración de los autores.			

Si bien estos últimos resultados indican que es más probable estar en un régimen de baja inflación y la permanencia en este es más larga que en el régimen de alta inflación, esto no es garantía de que permanezcamos en este de manera indefinida.

El Gráfico 7 muestra los periodos de alta inflación y alta volatilidad, según la definición adoptada en la sección 3.1, así como las estimaciones de las probabilidades de los regímenes de acuerdo al modelo de Markov. El gráfico nos muestra que desde 1987 a 1997 la inflación estuvo por largos periodos de tiempo en el régimen de inflación elevada. Este periodo coincide con la época de post hiperinflación o de desinflación, periodo durante el cual la tasa de inflación promedio anual fue de 13% y la mensual de 1%, muy por encima de los datos registrados a partir de 1997 en adelante. Asimismo, la volatilidad anual y la mensual fueron elevadas.

Durante el periodo 1998 a 2006, la inflación se mantuvo en el régimen de baja inflación a excepción del año 2000, cuando por motivo de la crisis internacional de ese año la inflación registro mayor volatilidad, y del año 2005, cuando por factor de índole político, la inflación tuvo una mayor volatilidad aunque, como se observa no fue de magnitud ni duración considerable, pues no llega a trasladarse enteramente al régimen de alta inflación y retorna rápidamente el régimen de baja inflación.



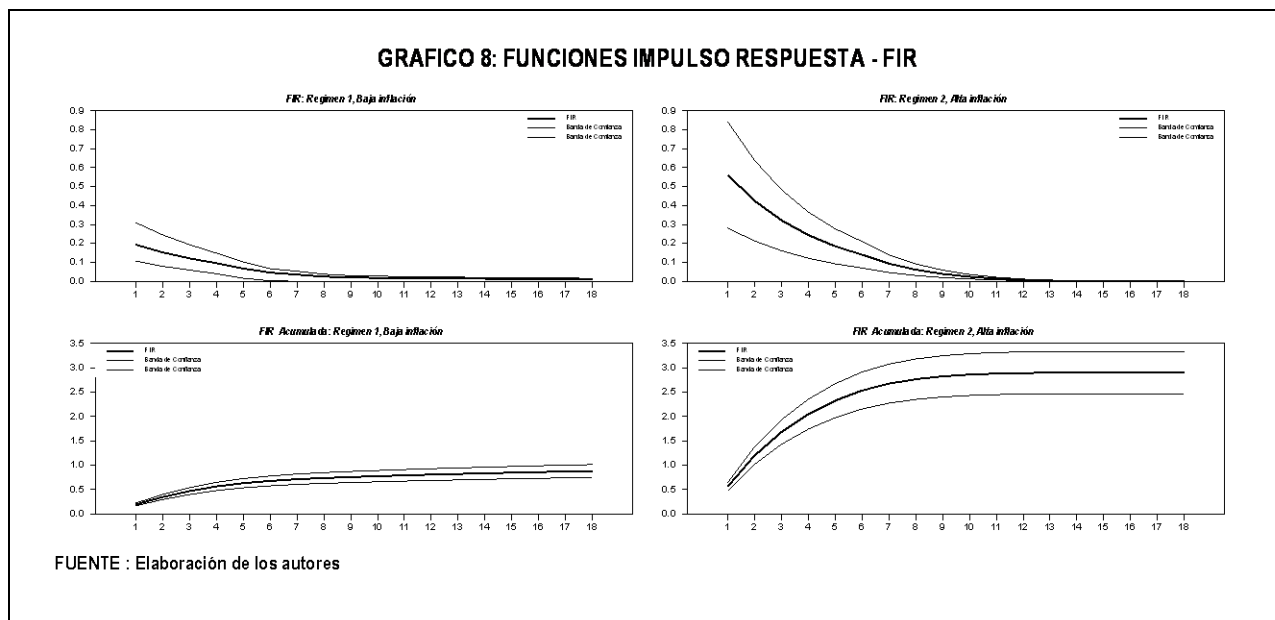
Sin embargo, desde mediados de 2006 a finales de 2008 y nuevamente desde mediados de 2010 a mediados de 2011 la economía cambio de régimen de inflación moderada a uno de inflación elevada. Como se mencionó en la primera parte de este documento la irrupción de choques de oferta y demanda y presiones externas elevaron la inflación en estos dos lapsos de tiempo. Ambos fenómenos externos se tradujeron a la inflación local vía el

incremento de precios de los alimentos principalmente. Vale la pena recordar que el peso de los alimentos en la canasta del IPC es considerable. Hasta marzo del año 2008, su importancia en términos de peso dentro de la canasta era cercana al 50%.

Posteriormente, con el cambio de base que entró en vigencia a partir de abril de 2008, la ponderación de los ítems relacionados a alimentos se redujo a 40%, cifra que aun es considerable y continúa siendo la de mayor peso dentro del IPC. Por lo que, no es de extrañar que los incrementos de precios de los alimentos externos, como los ocurridos en 2007-2008 y 2010, tengan fuertes repercusiones sobre la tasa de inflación interna.

El estallido de la crisis financiera internacional durante el primer choque inflacionario (2006-2008), y la ralentización del crecimiento post crisis junto a la incertidumbre respecto a la evolución de las economías europeas y Japón en el segundo choque inflacionario (2010-2011), junto a la implementación de políticas locales, contribuyeron al rápido descenso inflacionario observado.

El Grafico 8 presenta las funciones impulso respuesta simples (FIR) y acumuladas (FIR Acumuladas) para ambos regímenes. Bajo el régimen de baja inflación un choque no esperado genera, en el corto plazo, un efecto leve sobre la inflación, aproximadamente 0.2 puntos, que se disipa en seis meses y un efecto acumulado de 0.9 puntos. En cambio, para el régimen de alta inflación el efecto de un choque es más pronunciado, aproximadamente 0.6 puntos, y su disipación es más lenta, trece meses. También el efecto acumulado es mucho más elevado, llegando a casi 3 puntos.



4.7. Modelo Anual

Adicionalmente al modelo mensual, se corrió un modelo con datos anuales. La variable es la tasa de inflación anual desestacionalizada. Las pruebas de raíz unitaria no fueron contundentes al momento de rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en particular las relacionadas a quiebres estructurales, Cuadro 6 y 7.

CUADRO 6: PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA

Tradicionales			Point-Estimate o Asintóticamente Eficientes					Quiebres Estructurales				
VC	DFA	PP	SP	DFGLS	PT	QT	DFGLSu	ZIVOT	Perron NG			
									MZa	MZt	MSB	MPT
VC	-2.99 (**)	-3.55 (**)	-0.20	-0.81	14.70 (*)	3.91 (*)	-2.88 (**)	-5.93 (*)	0.16	0.15	0.94	52.75
1%	-3.45	-3.45	-4.50	-2.58	1.99	3.06	-3.28	-5.57	-23.80	-3.42	0.14	4.03
5%	-2.87	-2.87	-3.96	-1.95	3.26	4.65	-2.73	-5.08	-17.30	-2.91	0.17	5.48

FUENTE: Elaboración de los autores.

(*)Rechazo de la Ho al 1%

(**)Rechazo de la Ho al 5%

El cuadro 7 presenta los resultados de la estimación bajo la metodología de modelos de cambio de régimen de Markov para la serie de datos anuales. La media condicionada en el régimen de baja inflación ($S=0$) es de 5.4%, nivel consistente con la meta de largo plazo del BCB (5%). En el régimen de inflación elevada ($S=1$) el promedio de la media condicional es 13.8%.

CUADRO 7: PRUEBAS DE HEGY

Frecuencia	Ciclos por Año	π -odd	π -even	Test-F
0	0	-6.75	-	-
π	6	-	-1.06	-
$\pi/2$	3 y 9	3.03	-1.16	4.98
$2\pi/3$	8 y 4	-0.73	8.54	36.58
$\pi/3$	2 y 10	4.77	-1.32	11.89
$5\pi/6$	7 y 5	-6.11	7.13	52.91
$\pi/6$	1 y 11	8.86	-3.57	55.05

FUENTE: Elaboración de los Autores

Se constata también que la desviación estándar es más elevada en $S=1$ que en el régimen de baja inflación, 0.67. La suma de los coeficientes auto-regresivos del modelo, muestra mayor persistencia en los regímenes de alta inflación. La inercia de $S=1$ alcanza 93% con relación a la inflación pasada, $\sum \beta_{i(S=1)_t} = 0.93$. En los regímenes

de baja inflación, por otra parte, la inercia es cercana al 61%, $\sum \beta_{i(s=0)_t} = 0.61$. Estos resultados corroboran los hallazgos obtenidos en el modelo mensual que en periodos de elevada inflación, la inercia es mayor.

CUADRO 8: MODELO DE CAMBIO DE REGIMEN DE MARKOV

Modelo	Regimen S=0		Regimen S=1	
Variable	Baja π		Alta π	
α_t	0.399 (0.113)	*	4.367 (1.096)	*
π_{t-2}	0.714 (0.101)	*	1.066 (0.029)	*
π_{t-6}	-0.030 (0.011)	*	-0.139 (0.036)	*
π_{t-10}	0.022 (0.269)	*	0.091 (0.036)	
π_{t-11}	-0.096 (0.243)	*	-0.089 (0.032)	
ε_{t-6}	-1.355 (0.426)	**	0.464 (0.238)	*
β	0.609 (0.000)	*	0.928 (0.000)	*
σ_t	0.679 (0.096)	*	5.457 (2.236)	*
M.Cond (π)	5.416		13.801	
* Significativo al 1% ** Significativo al 5% *** Significativo al 10% FUENTE: Elaboración de los autores.				

Con relación a la duración, una vez en el régimen de baja inflación el periodo promedio de permanencia es algo mayor a un año (casi 13 meses). En contra posición si se está en el régimen de alta inflación, el lapso de tiempo medio de estancia es de un poco más de medio año (6 meses). Resultados muy similares a los encontrados en el modelo mensual.

El Grafico 9 muestra los periodos de alta inflación y alta volatilidad, según la definición adoptada en la sección 3.1, así como las estimaciones de las probabilidades de estar en cada uno de los regímenes de acuerdo al modelo anual de Markov estimado.

CUADRO 9: MATRIZ DE TRANSICION Y DURACION

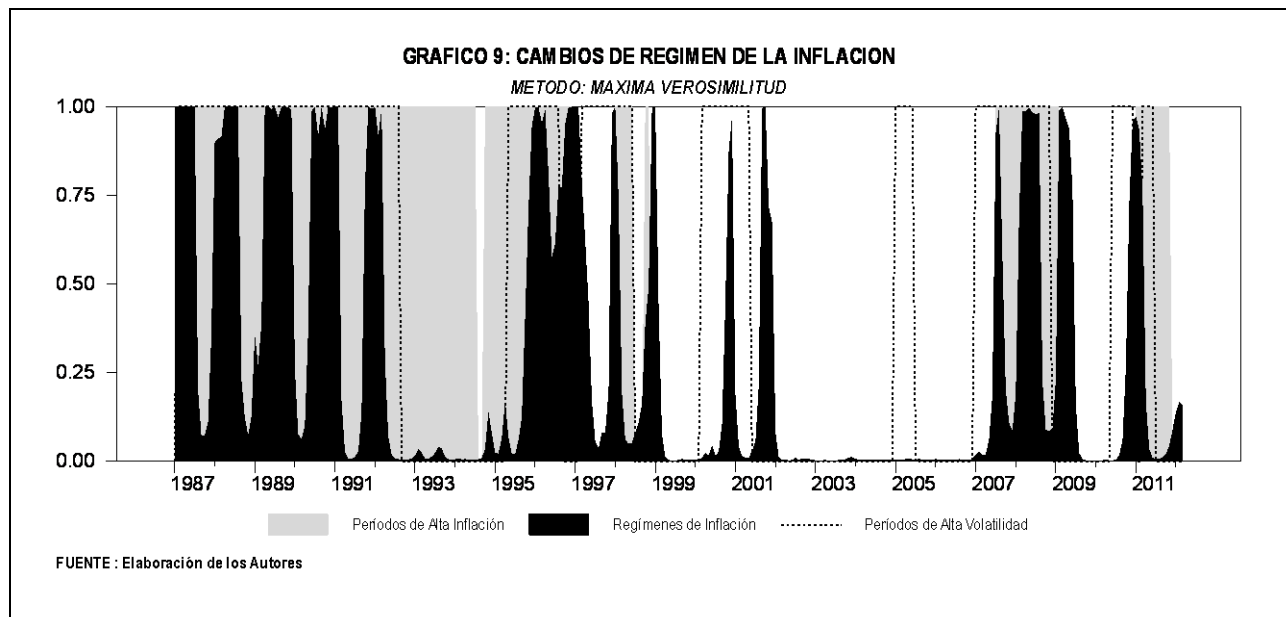
Regimen	Matriz de Transición		Duración
	Baja π (S=0)	Alta π (S=1)	
Baja π (S=0)	0.92	0.08	12.86
Alta π (S=1)	0.17	0.83	6.05

FUENTE: Elaboración de los autores.

El gráfico nos muestra que desde 1987 a 1993 la inflación estuvo por largos periodos de tiempo en el régimen de inflación elevada. Este periodo coincide con la época de post hiperinflación o de desinflación, al igual que en el modelo mensual.

En los años 1996 y 1998 se observa también un cambio temporal de régimen, en ambos casos este cambio se debió a la fuerte volatilidad que ocasionó el ajuste del precio de los carburantes junto a los efectos climatológicos adversos que ocurrieron en cada año.

Durante el periodo comprendido entre los años 1998 a 2006, la inflación se mantuvo en el régimen de baja inflación y no registró sobresaltos en los años 2000 y 2004-2005, como los que se observaron en el modelo mensual. La explicación más factible a este hecho es que la inflación anual suaviza los efectos mensuales de corto plazo y por lo tanto, el modelo de Markov anual no capta estos periodos tal como lo hizo el modelo mensual (Gráfico 7).



El modelo también capta el incremento de precios de los años 2007-2009 y 2011, cuando la economía cambió de régimen de inflación moderada a uno de inflación elevada.

5. CONCLUSIONES E IMPLICACIONES DE POLÍTICA

En los 12 años posteriores a la hiperinflación la inercia inflacionaria en Bolivia, se mantuvo en niveles elevados. Los modelos estimados en este trabajo confirman este hecho. En particular, los modelos de cambio de régimen de Markov, tanto mensual y anual, mostraron que durante la post hiperinflación la inercia se mantuvo, la mayor parte del tiempo, en el régimen de alta inflación y elevada volatilidad.

A partir del año 1997, justo después de la promulgación de la Ley del BCB, la inflación cambió al régimen de baja inflación y reducida volatilidad, hecho que se corrobora por los resultados obtenidos en ambos modelos. Este resultado es interesante pues la Ley del BCB le otorgó, en aquel momento, un nivel de independencia único en su historia. Este resultado es coherente con los modelos planteados por Cukierman y Liviatan (1992) quienes demuestran que la carencia de credibilidad en el Banco Central genera expectativas inflacionarias más altas en el público, lo que a su vez genera un proceso de estabilización lento y se traduce en una inflación persistente.

Los modelos de Markov demostraron también que los regímenes son absorbentes, vale decir que, una vez en ellos es difícil cambiar de régimen a no ser que una fuerza o evento externo los altere. Sin embargo, la permanencia en el régimen de baja inflación, que se mantuvo hasta 2006, cambió con los eventos ocurridos en los años 2007-2008 y 2010, llevando la persistencia al régimen de elevada inflación. Ambos sucesos, estuvieron relacionados con choques externos que afectaron los precios hacia el alza, principalmente en el capítulo de alimentos.

También se encontró que las probabilidades de pasar de un régimen a otro resultaron ser mayores para la transición de un régimen de alta inflación a uno de baja, en los modelos mensual y anual. De hecho, las probabilidades de cambio de régimen fueron de 17% en el caso anual y de 14% en el caso mensual. En tanto que, pasar de un régimen de baja inflación a uno de alta tiene una probabilidad de 8%.

Además, la permanencia promedio en el régimen de baja inflación es mayor, aproximadamente 13 meses, mientras que, la permanencia en el régimen de alta inflación es cercana a los 7 meses. Sin embargo, los eventos de 2007-2008 y 2010, demostraron que la inflación puede cambiar rápidamente del régimen de baja inflación.

Estos resultados muestran que el Banco Central debe actuar con mucha contundencia ante choques externos, cualquiera sea su fuente, para evitar que la persistencia se incremente y genere mayor inflación inercial.

Por último queremos resaltar que, este documento se constituye en un primer esfuerzo para intentar explicar la evolución de la inflación inercial en Bolivia desde una perspectiva no estructural. A pesar de la relevancia de los hallazgos, queda pendiente para una futura investigación avanzar hacia una explicación de este fenómeno desde un enfoque estructural.

Además, los resultados dejaron una preocupación a los autores que sería interesante estudiar a profundidad. Los eventos de 2007-2008 y 2010, que cambiaron el régimen de inflación a uno de elevada inflación y volatilidad y que, luego de que estos se desvanecieron, devolvieron a la inflación al régimen de baja inflación y volatilidad, fueron generados, principalmente, por factores externos. Detrás de esto estaría la pregunta de cuan adecuada y efectiva fue la intervención del BCB para mitigar estos factores externos o si simplemente la inflación es poco controlada internamente y más bien se determina por lo que pasa fuera del país.

6. BIBLIOGRAFÍA

- Altissimo, F., M. Ehrmann, F. Smets, (2006) "**Inflation Persistence and Price-Setting Behaviour in the Euro Area: A Summary of the Evidence**", European Central Bank, Occasional Paper Series, v.46
- Beaulieu, J.J. y J.A. Miron (1993) "**Seasonal unit roots in aggregate U.S. data**", Journal of Econometrics, 55.
- Calvo, Guillermo (1983) "**Staggered prices in a utility-maximizing framework**" Journal of Monetary Economics 12(3).
- Chatfield C. (2004) **The Analysis of Time Series: An Introduction 6ed.** Chapman&Hall/RC Text in Statistical time Series, EE.UU.
- Cukierman, X y Z. Liviatan (1992). "**The Dynamic of Optimal Gradual Stabilizations.**" The World Bank Economic Review 6(septiembre): 439-58.
- Echavarría J. J. López E. Misas M (2010) "**La Persistencia Estadística de la Inflación En Colombia**" Borradores de Economía Num. 623, Banco de la República Colombia
- Elliott(1999) "**Efficient Tests for a Unit Root When the Initial Observation is Drawn from its Unconditional Distribution**", International Economic Review, August 1999, vol 40.
- Elliott G., Rothenberg T. y Stock J. (1996) "**Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root**", Econometrica, vol 64, No. 4.
- Enders W. (2010) **Applied Econometric Time Series 3ed.** Wiley, EE.UU..
- Fuhrer, J., (1995) "**The Persistence of Inflation and the Cost of Disinflation**", New England Economic Review.
- Fuhrer, J., (2009) "**Inflation Persistence**", Federal Reserve bank of Boston Working Papers No. 09-14land
- Hamilton, J. D., (1994) **Time Series Analysis**, Princeton University Press, Princeton.
- Hylleberg S., Engle R., Granger W., y Yoo Bo. (1990), "**Seasonal Integration and Cointegration**" Journal of Econometrics, 44.
- Kim CJ. y Nelson C. (1999) **State-Space Models with Regime Switching: Classical Gibbs-Sampling Approaches with Applications.** MIT
- Krolzig, H. M., (1997) **Markov-Switching Vector Autoregressive. Modelling, Statistical inference and application to Business Cycle Analysis, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems,** Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer, Berlin.

- Kwiatowski D., Phillips P., Schmidt P. y Shin Y. (1992) **"Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?"** Journal of Econometrics, vol 54.
- Lee y Strazicich (2003) **"Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks"** Review of Economics and Statistics, vol 85, no. 4.
- Lee y Strazicich (2004) **"Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break"**, Appalachian State University Working Paper, <http://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf>
- Lucas, Robert E. Jr. (1972) **"Expectations and the neutrality of money"** Journal of Economic Theory 4.
- 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 <http://www.bcb.gob.bo/webdocs/EEB/Presentaciones/Pres%20NKPC%20PMendieta%20HRodriguez.pdf>
- Morales, Juan Antonio (1989) **"La Transición de la Estabilidad al Crecimiento Sostenido en Bolivia"** Chile, En Inflación Rebelde en América Latina
- Orellana W. y J. Requena (1999): **"Determinantes de la inflación en Bolivia"** Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia, Vol. 2, N° 2.
- Orellana, W., O. Lora, R. Mendoza y R. Boyán (2000): **"La Política Monetaria en Bolivia y sus mecanismos de transmisión"** Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia, Vol. 3, N°1.
- Patiño E. y Mendieta P. (2005) **"Inflación y depreciación en una economía dolarizada: el caso de Bolivia"** CEMLA, Vol. 29, N° 1.
- Perron y Ng (1996) **"Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties"**, Review of Economic Studies, vol 63.
- Rocabado P (2009), **"Inflación e Incertidumbre Inflacionaria: Un Análisis para la Economía Boliviana 1937-2009"** Documento de defensa de Tesis UMSA.
- Rotemberg, Julio J. (1982) **"Sticky prices in the United States"** Journal of Political Economy 90(6).
- Sargent, T. J. y Neil Wallace (1975) **"Rational' expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule"** The Journal of Political Economy 83(2).
- Schmidt, P. y Phillips P.C. (1992) **"LM Test for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends"**. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 54,3.

Valdivia D. (2008) **"Es Importante la Fijación de Precios para Entender la Dinámica de la Inflación en Bolivia?"**
Serie de Documentos de Trabajo sobre Desarrollo No. 02/2008. Instituto de Estudios Avanzados en
Desarrollo.

Woodford, M., (2005) **"Central Bank Communications and Policy Effectiveness"**, NBER Working Paper, v.11898

Zivot E. y Andrews D. (1992) **"Further evidence on the Great Crash, the oil price shock, and the unit-root hypothesis"**, JBES, vol. 10.