

# **Inercia inflacionaria en Bolivia: un análisis no estructural**

Martín Palmero Pantoja

Pamela Rocabado Antelo

## RESUMEN

En este trabajo se realiza un estudio de la inercia 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 econométricas, se analiza la evolución de la persistencia de la inflación para el periodo enero 1987 – agosto 2013. 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 inercia inflacionaria se redujo considerablemente en el periodo post hiperinflacionario. Esta reducción fue reforzada con la profundización del régimen monetario mediante la promulgación de la Ley del BCB. Sin embargo, los fenómenos inflacionarios de 2007 y 2010 muestran que la inflación puede pasar de un régimen de baja persistencia a uno de alta de manera rápida y permanecer en este por varios meses. Por tanto, el Banco Central responde 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 de inflación, política monetaria

## ABSTRACT

In this work, we study the inflationary inertia in nonstructural perspective. Understanding this phenomenon is essential for the proper management of monetary policy, as persistent inflation is often more difficult to control, especially when unanticipated shocks hits the economy. To this end, and based on econometric techniques, we analyze the evolution of the inflation inertia for the period January 1987 – August 2013. Using time series models and considering the possibility of structural changes in regime during this period, the results lead us to conclude that inflationary inertia was significantly reduced in the post hyperinflation period. This reduction was enhanced with the deepening of the monetary regime through the enactment of the BCB Law. However, recent inflationary shocks that hit the economy in 2007 and 2010 showed that inflation can quickly go from a low rate to a high persistence rate and stay there for several months. Therefore, the Central Bank responds with anticipation and bluntness to avoid increasing inflation persistence and thus make it easier and less costly to control inflation.

**JEL Classification:** C22, E31, E42, E52

**Keywords:** *Time series, inflation, inflation regimes, monetary policy*

## I. Introducción

El concepto de persistencia o inercia proviene de la física y es la propiedad que tienen los cuerpos de permanecer en su estado de reposo o constante. Como consecuencia, un cuerpo conserva su estado inicial mientras no exista una fuerza actuando sobre él que la modifique, Brown (2007, p. 34). 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.

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. 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 proviene 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 de 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 puede ser un factor clave para ayudar a reducir la persistencia y permitir que la política de desinflación sea menos costosa (Woodford, 2005).

Existe también cierto consenso 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 de estudio de la inercia inflacionaria. Las únicas aproximaciones, más no exclusivas acerca

de persistencia, fueron estimaciones de la Curva de Phillips, donde uno de los componentes de esta curva está relacionado con la inercia inflacionaria, como se verá en la siguiente sección. Esta carencia de investigaciones y la importancia de las políticas monetarias ante choques anticipados y no anticipados, tales como los ocurridos recientemente en 2007-2008 y 2011, nos motivaron a realizar el presente documento.

El enfoque de esta investigación, como lo señala el 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 Echavarría et al. (2010, p. 2) *“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”*.

La evidencia encontrada en esta investigación nos muestra que la inercia inflacionaria no ha sido constante a lo largo de la muestra (enero, 1987- agosto, 2013). Mediante la estimación de un modelo ARMA con ventanas móviles vemos que la inercia inflacionaria fue elevada en el periodo de la post hiperinflación, se redujo a finales de los años 1990 y experimentó un nuevo salto en 2007-2008 y 2011, mostrando signos de atenuación solo a finales de la muestra, hecho que coincide con el periodo de rebrote inflacionario en Bolivia producto de choques externos. Este salto llevó a nuestra medida de inercia casi de vuelta a los valores del periodo post hiperinflacionario.

En vista de estos resultados, que indican la presencia de un quiebre en la evolución de la inercia y al ser la inercia una variable no observable directamente es complicado establecer una fecha de quiebre. Es por este motivo que vimos conveniente estimar un modelo de cambio de régimen en el que los regímenes no son directamente observables. Adicional a esto el modelo de cambio de régimen permitirá captar tanto los cambios en media como los cambios en volatilidad. Esto es particularmente relevante en el caso de la inflación, pues creemos que la inercia no sólo responde al nivel de la inflación sino también a su variabilidad o volatilidad. Vale decir, la inercia puede acrecentarse si la inflación es elevada o si existe demasiada volatilidad en este indicador que pueda confundir a los agentes respecto a su evolución futura.

Los resultados del modelo muestran que la inflación varía entre régimen de alta y baja inflación que implican mayor o menor inercia, respectivamente. Además, en periodos de baja inflación pero de elevada volatilidad la inercia crece. Corroborando estos hallazgos, nuestra definición arbitraria de periodos considerados de alta y baja inflación y elevada y reducida volatilidad, coincide con los resultados del modelo.

El documento se divide en cinco secciones de las cuales el primer punto es 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. También se analiza la base de datos e identificamos de manera arbitraria 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. Finalmente, la parte cinco está destinada a las conclusiones e implicaciones de política.

## **II. Aspectos teóricos y evidencia para Bolivia**

### ***II.1. Aspectos teóricos***

El concepto de persistencia o inercia es el de una propiedad que presentan algunos cuerpos en la física y se refiere a la resistencia que los mismos oponen para modificar su estado de movimiento a no ser que una fuerza externa actúe sobre éste 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.<sup>1</sup>

Existe consenso entre los economistas de que la inflación, entre otras características que la explican, 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

---

1 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.

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 et al., (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 medición de la persistencia, Echavarría et al. (2010, p. 2) 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 et al. (2010) ídem, 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 qué se entiende por persistencia inflacionaria. Este concepto tiene sus orígenes en la llamada Curva de Phillips, cuyas aproximaciones iniciales 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 “backward looking” y también para reflejar las fricciones en la fijación de precios.”* [Traducción libre de Fuhrer 2009, p.4, op. cit.].

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, (Fuhrer, 2009, pp. 4–5, *op. cit.*). El consenso actual considera que la inercia puede estar explicada por una versión ampliada, denominada Curva de Phillips Híbrida desde el trabajo de Galí y Gertler (1999):

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

Donde  $\pi_t$  es la tasa de inflación;  $\tilde{y}_t$  es la brecha del producto y  $\gamma$  su parámetro asociado;  $\beta$  mide la persistencia inflacionaria de la inflación rezagada un periodo  $\pi_{t-1}$ ;  $(1-\beta)$  estima las expectativas de inflación o inflación esperada,  $E_t \pi_{t+1}$ ; y  $\epsilon_t$  es una perturbación aleatoria. Esta ecuación es conocida también como Curva de Phillips Neo-keynesiana Híbrida, con agentes racionales que maximizan intertemporalmente, y con una proporción aleatoria de firmas que pueden 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 en el que se adiciona una regla de política, una curva IS y una de Phillips,  $\beta$  juega un papel central y es imposible explicar la persistencia del sistema sin la inclusión de  $\pi_{t-1}$  y no se puede obtener un ajuste empírico adecuado sin su inclusión.

Para algunos autores como Galí y Gertler (1999, 2000) y Galí, et al. (2001) la importancia de  $\pi_{t-1}$ , obedece a procesos de aprendizaje y a la falta de credibilidad del Banco Central. Estos trabajos muestran la importancia de la inercia en la Curva de Phillips la misma que 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 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 de 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).



## ***II.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 como por ejemplo Morales (1989). Otros se enfocan en las estimaciones de los determinantes 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), Escobar y Mendieta (2005), entre otros.

Los dos únicos trabajos que estiman la persistencia inflacionaria, aunque de manera indirecta, son Valdivia (2008) y Mendieta y Rodríguez (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 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.

## **III. 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 los últimos 27 años. A comienzos de 1980, la conjunción de varios factores de origen externo e interno desencadenaron en una espiral inflacionaria que condujo a la economía hacia un periodo hiperinflacionario que alcanzó su punto más alto el año 1985. En la muestra utilizada, hacia finales de los 80 y principios de los 90, con el restablecimiento de la estabilidad de precios, la tasa de 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, Grafico 1, Figura A.

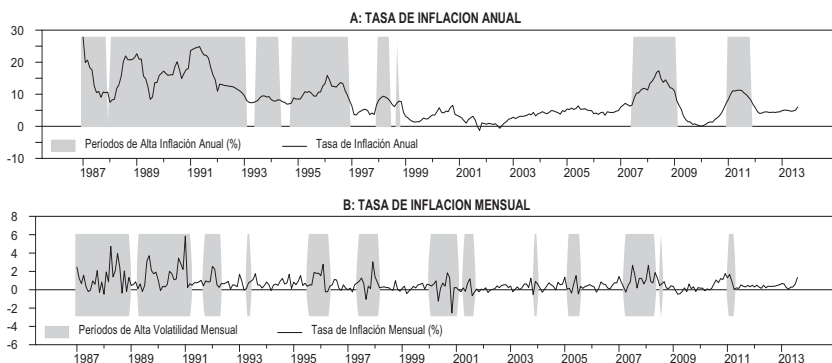
Con relación al período 1990-1991, los incrementos en el precio de los combustibles a nivel interno y las presiones de inflación importada impulsaron los precios hacia el alza. En el periodo 1993-1996 la inflación registró tasas menores a los dos dígitos. Sin embargo, en 1995 experimentó una subida a 12,6%, que se debió al incremento

de los precios internacionales en los productos básicos y a problemas climatológicos internos.

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 la preservación de 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 (2005, p. 307).

El nuevo rol que adoptó el BCB, podría estar relacionado a la posterior caída de la tasa de inflación que se observa a partir de 1996, cuando la inflación se redujo paulatinamente desde un 8% en diciembre de 1996 a sólo 0,9% en 2001. Los años 2003 y 2004 mostraron pequeños incrementos con valores que alcanzaron 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 en torno a 5%. En el año 2006, con el fin de anclar las expectativas inflacionarias, el BCB fijó un rango meta para la inflación (de 3% a 5%). Este rango se cumplió con margen estrecho a finales de ese año, pues la inflación terminó en 4,95%, apenas debajo del límite superior (5%).

**Gráfico 1: PERIODOS DE ALTA INFLACION Y VOLATILIDAD**



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

A partir del año 2007, la economía boliviana fue víctima de una serie de choques de oferta y demanda que se sucedieron de manera simultánea.<sup>2</sup> 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 anual registró en junio de 2008 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 anual comenzó a reducirse hasta terminar el año en 11,8%, levemente superior al dato registrado en 2007, 11,7%. En el año 2009 continuó la trayectoria decreciente de la variación anual del IPC alcanzando una inflación de 0,3%. Esta trayectoria descendente continuó hasta principios de 2011, cuando por fenómenos de oferta y demanda similares a los del periodo 2007-2008, la inflación anual ascendió a niveles mayores al 10% a partir de febrero de ese año y permaneció arriba de este umbral por 7 meses para luego comenzar a descender paulatinamente.

Finalmente, a partir de julio de 2011 la inflación comenzó a descender hasta situarse en torno al 6,9% y 4,5% a fines de 2011 y 2012, respectivamente. Al momento de la actualización de la presente investigación, agosto de 2013, la inflación anual se encuentra en torno a 6% con una proyección de cerrar el año en 4,8%.

Como se puede apreciar en el Grafico 1, se han definido periodos de alta inflación anual, Figura A, y de alta volatilidad mensual, Figura B, esbozadas por las áreas sombreadas. Los periodos de alta inflación fueron definidos de manera arbitraria por los autores, como los periodos que excedían la media de inflación anual de la muestra, 8,3%. Como *proxy* de volatilidad empleamos la desviación estándar de la variación del IPC mensual. Este indicador permitirá

---

2 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 y una contracción de la producción agrícola. 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, de la cual 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.

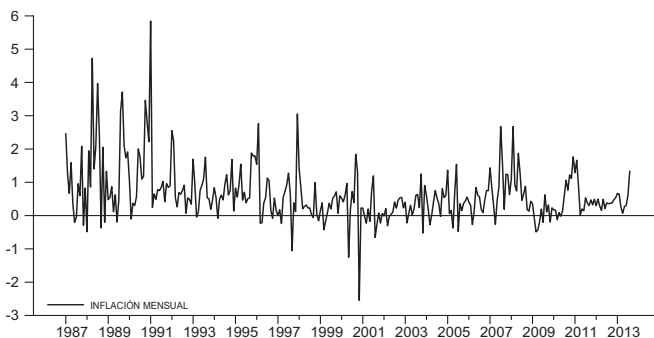
identificar períodos de baja y elevada volatilidad. El umbral de volatilidad, sobre el cual se asume que la volatilidad aumentó es de 0,60.<sup>3</sup>

### III.1. 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) para el periodo de enero de 1987 a agosto de 2013. 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, es recién 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%, nivel que a la fecha no ha sido superado. Sobre la base de esta información se calculó la tasa de inflación como:

$$\text{Tasa de Inflación} = \left[ \frac{IPC_t}{IPC_{t-1}} - 1 \right] * 100 \quad (3.1)$$

**Gráfico 2: EVOLUCIÓN DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR**  
Variación mensual, en porcentaje



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

- 3 Cabe aclarar que la variabilidad de la inflación, calculada generalmente por 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. Sin embargo, y para tratar este aspecto la medida de volatilidad se calculó como la desviación estándar a siete meses centrada. Vale decir, para su estimación se incluyen los tres meses anteriores al dato en cuestión y los tres siguientes. Para los tres primeros datos de la muestra se utilizó datos anteriores al periodo muestral y para el cálculo de los tres datos finales se emplearon estimaciones de la inflación arrojadas por el modelo ARMA que se presenta en la sección cuatro de este documento.

El Gráfico 2 presenta la evolución de esta serie calculada a partir de (3.1). Se puede apreciar que la muestra presenta periodos de elevada volatilidad hasta antes de 2000, particularmente en los años 1987-1991, 1999-2000, relacionados al periodo post hiperinflación; y de baja volatilidad de 2000 en adelante con las excepciones de 2003, 2005, 2007-2009 y 2011.

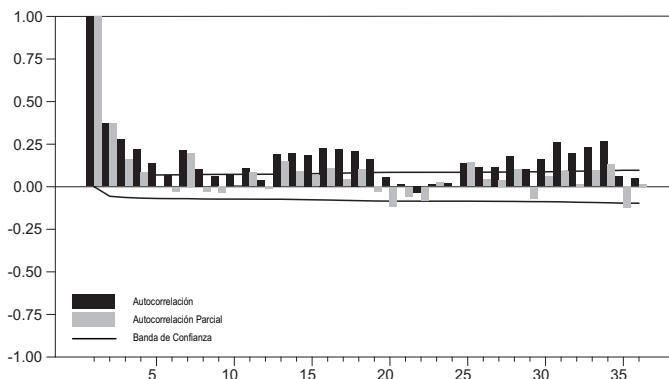
## IV. Análisis de la persistencia estadística en Bolivia

### IV.1. Análisis de estacionariedad y espectral de la inflación

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

El beneficio del análisis de estas funciones reside en que si la variable en cuestión sigue un proceso estacionario, la FAS y la FAP 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.

**Gráfico 3: AUTOCORRELACIÓN Y AUTOCORRELACIÓN PARCIAL:  
INFLACIÓN**



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

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/encima de este, se considera que los valores de 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 12 meses. La FAP disminuye de manera más rápida pero salta nuevamente en algunos rezagos posteriores.

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 si la serie tiene o no raíz unitaria y en función de esto poder determinar el nivel de integración de la serie.

Para probar la existencia de raíz unitaria se ha 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 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 de rezagos a incluir, en este trabajo se utilizó una combinación de criterios para la determinación óptima de los rezagos.<sup>4</sup> Para la inclusión de los componentes determinísticos se utilizó la metodología propuesta por Enders (2010).

Los resultados de ambas pruebas 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.

Schmidt y Phillips (1992), Elliot et al. (1996) y Elliot (1999) desarrollaron una serie de pruebas estadísticas que se ha demostrado son más

---

4 Los frecuentemente utilizados son el criterio de información de Schwartz, el criterio de información de Akaike, el criterio de Hannan-Quinn, y las modificaciones a estos criterios.

potentes que el ADF. Este tipo de contratos se denominan test asintóticamente eficientes o *point-estimates*. La crítica de estos autores a la prueba de ADF es que estima de manera no robusta sobre los componentes determinísticos (constante y tendencia) y que además pierde mucho poder cuando existen procesos de medias móviles de bajo orden.

**Cuadro 1: PRUEBAS DE RAIZ UNITARIA**

Tradicionales			Point-Estimate o Asintóticamente Eficientes				
VC	DFA	PP	SP	DFGLS	PT	QT	DFGLSu
VC	-2.99 (**)	-3.55 (**)	-0.20	-0.81	14.70 (*)	3.91 (*)	-2.88 (**)
1%	-3.45	-3.45	-4.50	-2.58	1.99	3.06	-3.28
5%	-2.87	-2.87	-3.96	-1.95	3.26	4.65	-2.73

Fuente: Elaboración de los autores

(\*) Rechazo de la Ho al 1%

(\*\*) Rechazo de la Ho al 5%

En las columnas terceras a la séptima del Cuadro 1 se presentan los resultados. La prueba de Schmidt Phillips (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), QT y DF-GLSu, rechazan la nula al 1%.<sup>5</sup>

Por último, realizamos una prueba de raíz unitaria estacional, basada en el test de Hylleberg et al. (1990) o test 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	$\pi$ -odd	$\pi$ -even	Test-F
0	0	-9.8	-9.8	-
$\pi$	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

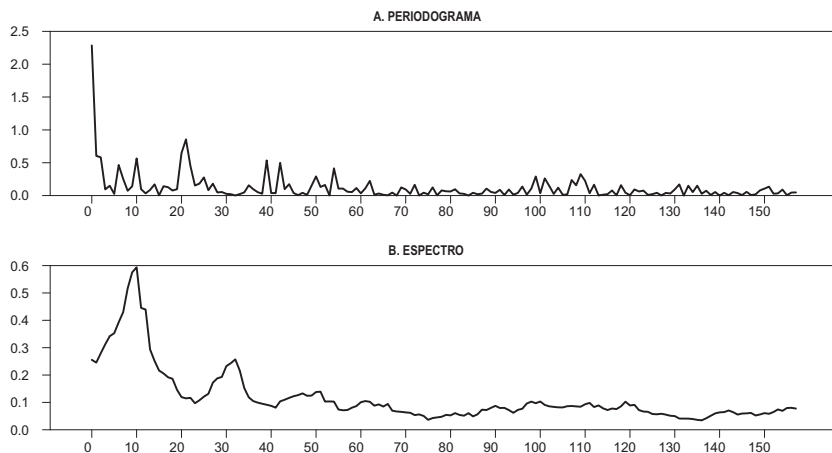
Fuente: Elaboración de los autores

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 citados.

De la observación de la FAS, Gráfico 3, se aprecia un comportamiento cíclico de la inflación. Este comportamiento, difícil de explicar, amerita un tratamiento adicional. Para este fin, calculamos el periodograma y espectro de la serie. 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 cuando a partir de la propia serie es difícil identificar la tendencia o los patrones estacionales.

La figura A del Gráfico 4, muestra el periodograma de la serie de inflación. Este 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.<sup>6</sup>

#### Gráfico 4: PERIODOGRAMA Y ESPECTRO DE LA TASA DE INFLACIÓN MENSUAL



Fuente: Elaboración propia

En la figura B del mismo gráfico, estimamos el espectro de la serie. En este resaltan dos picos claramente visibles y un tercero menos

6 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.



evidente. El primero y más fuerte ocurre en el periodo 12, que por el tamaño de la muestra corresponde a un ciclo de 26,5 meses ( $319/12=26,5$ ) 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 52 que representa un movimiento cíclico de 6 meses.

Del análisis espectral inferimos que la inflación presenta ciclos de mediana frecuencia temporal de 6 y 10 meses y un ciclo de 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.<sup>7</sup> 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.

- ***Relevancia de la estacionariedad en el cálculo de la inercia inflacionaria***

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

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

Donde  $\pi_t$  es la tasa de inflación actual,  $\pi_{t-1}$  la inflación rezagada un periodo,  $\varepsilon_t$  es un choque aleatorio y por último,  $\alpha$  y  $\beta$  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:

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

7 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, continúa siendo la división de mayor peso e influencia en el movimiento de la inflación agregada.

La magnitud del parámetro  $\beta$  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 el tiempo  $t$  se incrementa, el efecto de  $\varepsilon_{t-i}$  sobre  $\pi_t$  se diluye:

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

Si el segundo término de la ecuación (4.2) se diluye en el tiempo, la serie  $\pi_t$  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  $\pi_t$ , lo que quiere decir que ante un choque la inflación no retornará a su valor medio de largo plazo. Por otra parte, 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  $\beta$ . 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.<sup>8</sup>

Habiendo realizado este análisis podemos concluir que si modelamos la inflación como en (4.1), el parámetro  $\beta$  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.

## IV.2. Especificación de los modelos ARMA

Los resultados obtenidos en la sección IV.1 nos permiten concluir que la variación mensual del IPC, es integrada de orden cero o es un proceso estacionario. 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 a la suma de los coeficientes autorregresivos como *proxy* de este concepto. De este modo la persistencia será:

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

8 El signo del parámetro  $\beta$  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.

El Cuadro 3 presenta las salidas de 3 modelos ARMA, uno para el periodo total de estudio 1987-2013, el segundo para la serie 1987-1996 y el tercero para el periodo 1997-2013. Esta división intenta estimar si la persistencia cambió una vez aprobada la ley del BCB a finales de 1995, que de algún modo profundizó el régimen monetario existente. En todos los modelos incluimos la constante, distintos parámetros autorregresivos (AR) y de medias móviles (MA), escogidos en base a su significancia estadística. La especificación de estos modelos se la hizo en base a las funciones FAS y FAP y al espectro y periodograma. La inclusión y/o exclusión de cada término es realizada en base a los criterios citados en la nota 4 de pie de página de este documento. Adicionalmente, se comprobó que la estructura elimina la autocorrelación y heteroscedasticidad de los residuales, y su distribución se aproxima a una normal.

La suma de los términos AR en cada modelo, *proxy* de la medida de inercia, llega a 0,82 puntos porcentuales (pp) para la muestra total, valor que implica una elevada inercia para el periodo de análisis. El modelo que cubre el periodo 1987-1996 presenta una inercia un tanto superior, 0,84pp, que puede estar relacionada al proceso de desinflación de esos años, que apoyaría la ideas de una elevada persistencia inflacionaria en el periodo de post hiperinflación debido a la fuerte incertidumbre que permaneció en este periodo (Rocabado, 2009). El modelo que abarca los años 1997-2013 muestra una menor inercia 0,24pp, en comparación al modelo del periodo 1987-1996, nivel similar al encontrado por Mendieta y Rodríguez (2008).

El análisis de las Funciones Impulso Respuesta (FIR) se presenta en el Grafico 5. Para el modelo completo un choque no anticipado genera una respuesta inicial de 0,8pp, desvaneciéndose al cabo de 4 meses aunque con un repunte a los 6 y 7 meses. El efecto agregado calculado por la FIR Acumulada (FIRA) es de 1,3pp al cabo de doce meses. Esto quiere decir que un choque genera un incremento de 1,3pp a la inflación.

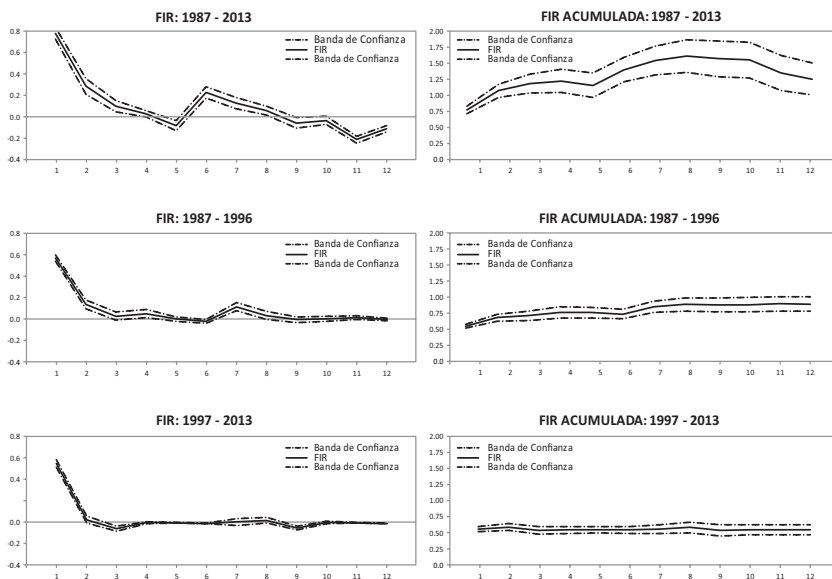
**Cuadro 3: ESPECIFICACIONES ARMA**

Modelo	1987-2013	1987-1996	1997-2013
Variable	Coefficiente	Coefficiente	Coefficiente
$\alpha_1$	0.529 * (0.166)	0.981 * (0.152)	0.409 * (0.072)
$\pi_{t-1}$	0.875 * (0.045)	0.375 * (0.090)	0.239 * (0.070)
$\pi_{t-2}$	-0.401 * (0.058)	-	-0.458 * (0.165)
$\pi_{t-3}$	0.459 * (0.034)	-	-
$\pi_{t-4}$	-	-0.104 * (0.060)	-
$\pi_{t-5}$	-	-0.598 * (0.064)	-
$\pi_{t-6}$	-0.354 * (0.033)	0.302 * (0.081)	0.212 * (0.066)
$\pi_{t-7}$	-	-	0.248 * (0.131)
$\pi_{t-8}$	-	-0.107 * (0.053)	-
$\pi_{t-12}$	0.186 * (0.029)	-	-
$\pi_{t-17}$	-	0.163 * (0.051)	-
$\pi_{t-23}$	-	0.812 * (0.086)	-
$\pi_{t-24}$	0.055 * (0.026)	-	-
$\varepsilon_{t-1}$	-0.646 * (0.052)	-	-
$\varepsilon_{t-2}$	0.313 * (0.072)	-	0.449 * (0.169)
$\varepsilon_{t-3}$	-0.379 * (0.059)	-	0.188 * (0.078)
$\varepsilon_{t-4}$	-0.122 * (0.042)	-	-
$\varepsilon_{t-5}$	-	0.974 * (0.024)	-
$\varepsilon_{t-6}$	0.632 ** (0.035)	-	-
$\varepsilon_{t-7}$	-	-	-0.306 * (0.138)
$\varepsilon_{t-21}$	-	-0.380 * (0.083)	-
$\varepsilon_{t-22}$	-	-0.027 * (0.069)	-
$R^2$	0.35	0.30	0.34
D-W	1.91	2.07	2.04
$\sum \pi_{t-i}$	0.82	0.84	0.24
* Significativo al 1%			
** Significativo al 5%			

Si analizamos la FIR del modelo 1987–1996, un choque no anticipado genera una respuesta inicial de 0,6pp que se desvanece al tercer mes, sin embargo presenta un repunte en el periodo 7, algo similar a lo observado en el modelo 1987–2013. El efecto agregado calculado por la FIRA es de 0,95pp al cabo de doce meses, implicando que un choque exógeno genera un incremento de 0,95pp a la inflación en este periodo.

Por último, la FIR del modelo para el periodo 1997–2013 muestra que ante un choque no anticipado la respuesta inicial de la inflación es de 0,6pp y se desvanece al cabo del segundo mes. Asimismo, el efecto agregado calculado por la FIR Acumulada es de 0,5pp al cabo de doce meses implicando que un choque exógeno en este último periodo genera un incremento de 0,5pp a la inflación al cabo de un año.

**Gráfico 5: FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA - FIR**

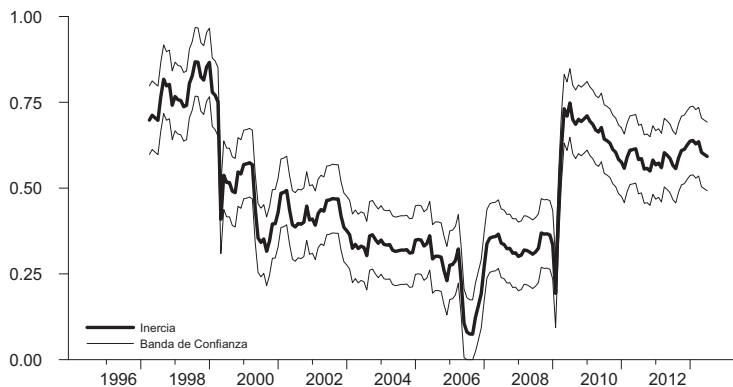


Fuente: Elaboración de los autores

Estos resultados muestran que la definición de inercia empleada no ha sido constante en el tiempo, de hecho la caída entre una sub muestra (1987-1996) y la otra (1997-2013) refleja una reducción de 0,60pp.

Para analizar la evolución de la persistencia en base al modelo ARMA, corremos el modelo completo con una ventana móvil de diez años. El Gráfico 6 presenta la evolución de la persistencia, entendida como la suma de los coeficientes autorregresivos, con sus respectivas bandas de confianza.

**Gráfico 6: EVOLUCIÓN DE LA INERCIA INFLACIONARIA  
VENTANA MOVIL DE 10 AÑOS**



Fuente: Elaboración propia con datos del INE

La línea gruesa muestra la evolución de la persistencia junto a sus bandas de confianza (líneas delgadas). Del análisis de este gráfico se aprecia cómo la inercia se mantuvo en niveles elevados hasta el año 1998. A partir de esa fecha se aprecia una caída constante hasta 2007, cuando vuelve a incrementarse debido a los choques externos e internos a los que se enfrenta la economía. Es recién, a finales de 2012 cuando se aprecia una leve tendencia decreciente.

El comportamiento de las FIR del Gráfico 5 muestra que la persistencia no se ha mantenido constante a lo largo del tiempo. Asimismo, el Gráfico 6 muestra que la evolución de la inercia, que permaneció elevada hasta 1997, se redujo hasta 2006 y a partir de este momento, y en especial en 2008, vuelve a subir a niveles cercanos a la de la primera mitad de los años 90. Este comportamiento nos lleva a afirmar preliminarmente que la inflación parece haber cambiado de un régimen de alta persistencia hasta el año 1999, a un régimen de persistencia baja o moderada desde entonces y hasta el año 2007, cuando aparentemente vuelve a cambiar hacia el régimen de persistencia elevado, similar al del primer periodo.

Por otra parte, la inercia es una variable no observable directamente, por lo que, con el fin de poder contrastar esta hipótesis de cambio de estado en la siguiente sección presentamos un modelo de cambio de régimen que permite evaluar la evolución de la inflación de distintos regímenes. Asimismo, pondremos a prueba nuestra idea de que la inercia también se ve afectada por la volatilidad de la tasa de inflación.

### ***IV.3. Estimación del Modelo de Cambio de Régimen***

#### **- Aspectos teóricos**

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 del 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  $\pi_i$ , la variable de estado cambia de régimen de acuerdo a un componente no observable  $s_i$  que toma valores enteros.

Como lo afirma Echavarría et al (2010, p. 21), “... *La ventaja de esta metodología para el estudio de la persistencia de la inflación [estadística], 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 Cambio de Régimen 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  $\pi_t$  se describe mejor a través de dos regímenes,  $s_t = 2$ , lo que implica que los movimientos de  $\pi_t$  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 en  $t-1$ .

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 está 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  $\alpha_{S_t}$  y los  $\beta_{S_t}$  representan el intercepto y los coeficientes autorregresivos, respectivamente, ambos 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 autorregresivos:

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

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:

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

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 el 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



el 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 el 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 el 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:

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

#### - **Estimación del modelo**

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, 0,3%, que la del régimen de inflación elevada ( $S=1$ ) con una inflación promedio mensual de 1,2%.

Se constata también que la desviación estándar es más elevada en  $S=1$ , 1,2, que en el régimen de baja inflación, donde este indicador es de 0,09. 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 autorregresivos 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  $\sum \beta_{i(S=1)_t} = 0,75$ . En los regímenes de baja inflación por otra parte, la inercia es  $\sum \beta_{i(S=0)_t} = 0,43$ . Estos resultados corroboran nuestra hipótesis inicial 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 75% 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 superior a un tercio, 43%. El restante 57% podría estar asociado al concepto de expectativas racionales que miran hacia adelante o *forward looking*.<sup>9</sup>

**Cuadro 4: MODELO DE CAMBIO DE RÉGIMEN DE MARKOV**

Modelo	Regimen S=0	Regimen S=1
Variable	Baja $\pi$	Alta $\pi$
$\alpha_t$	0.217 * 0.056	0.928 * 0.371
$\pi_{t-1}$	0.318 * 0.056	0.433 ** 0.145
$\pi_{t-2}$	-0.014 0.047	0.094 ** 0.125
$\pi_{t-3}$	-0.014 0.047	0.092 ** 0.099
$\pi_{t-4}$	0.035 * 0.043	-0.061 * 0.173
$\pi_{t-5}$	0.020 0.039	-0.131 * 0.139
$\pi_{t-10}$	0.032 0.034	0.072 * 0.173
$\pi_{t-12}$	0.056 ** 0.026	0.250 * 0.179
$\pi_{t-1}$	0.031 0.025	0.105 0.182
$\pi_{t-3}$	0.041 0.077	-0.230 * 0.233
$\pi_{t-4}$	-0.081 0.073	0.051 0.163
	0.633	0.449
$\sum\beta$	0.433 * (0.000)	0.749 * (0.000)
$\sigma_t$	0.086 * 0.011	1.171 * 0.134
<i>M.Cond</i> ( $\pi$ )	0.312	1.200
* Significativo al 1%		
** Significativo al 5%		
*** Significativo al 10%		

9 No obstante, se debe considerar que esta aseveración no puede determinarse tajantemente y requiere de un estudio estructural de la inercia.

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. Del análisis del Cuadro 5 vemos que ambos estados son absorbentes, lo que implica que una vez que se ingresa a un determinado estado es difícil salir de este pues la probabilidad de transición entre un estado y el otro es baja.

La probabilidad de permanencia en el régimen de alta inflación es, sin embargo, más baja (81%) en comparación al régimen de elevada inflación, lo que implica una mayor probabilidad de salida de este régimen, 19%, comparado con sólo 0,11% de probabilidad de pasar de un régimen de baja inflación a uno de alta.

**Cuadro 5: MATRIZ DE TRANSICIÓN Y DURACIÓN**

Régimen	Matriz de Transición		Duración
	Baja $\pi(S=0)$	Alta $\pi(S=1)$	
Baja $\pi(S=0)$	0.89	0.11	9.2
Alta $\pi(S=1)$	0.19	0.81	5.2

Fuente: Elaboración de los autores

Con relación a la duración, una vez en el régimen de baja inflación, el periodo promedio de permanencia es de 9 meses. En contraposición, si se está en el régimen de alta inflación, el lapso de tiempo medio de estancia es de un poco menor a un semestre (5 meses).

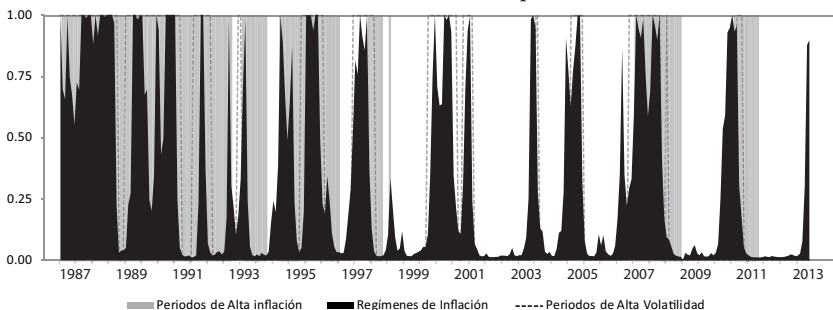
Si bien estos últimos resultados indican que es más probable estar en un régimen de baja inflación y la permanencia en este es más larga que en el régimen de alta inflación, esto no es garantía de que permanezcamos en este de manera indefinida.

El Gráfico 7 muestra los periodos de alta inflación y alta volatilidad, según la definición adoptada en la sección III.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 14% y la mensual de 1%, muy por encima de los datos registrados a partir de 1997 en adelante.

Asimismo, la volatilidad anual fue 5 y la mensual fue de 1. Durante el periodo 1998 a 2013 la frecuencia de cambio de régimen es menor que en el periodo precedente. De hecho la inflación se mantuvo en el régimen de baja inflación, a excepción de los años 1999-2001, cuando por motivo de la crisis internacional de ese año la inflación fue baja. No obstante, se registró mayor volatilidad los años 2003 y 2005, cuando por fenómenos políticos la inflación, que tampoco fue elevada, tuvo una mayor volatilidad, aunque en estos dos últimos casos la permanencia en el régimen  $S=1$  fue de corta duración.

Sin embargo, desde mediados de 2007 a finales de 2008 y nuevamente en 2011, la economía cambió de régimen de inflación moderada a uno de inflación elevada. En particular el periodo 2007-2008 fue de magnitud y duración considerable, cuya causa aparente fue la elevada inflación experimentada en esos años por los rebotes de inflación importada de *commodities*, producto del *boom* de precios de esos años; algo similar sucedió en 2011. Por último, el leve rebote inflacionario registrado en agosto de 2013, fecha en la que se terminó de redactar este documento, muestra un ligero incremento de la inflación que estaría afectando a la inercia.<sup>10</sup>

**Gráfico 7: CAMBIOS DE RÉGIMEN DE LA INFLACIÓN**  
Método: Maximización esperada



Fuente: Elaboración propia

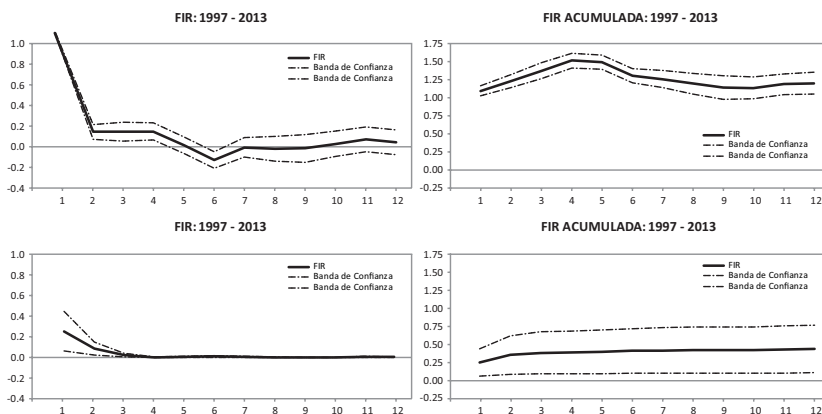
Como se mencionó en la primera parte de este documento la irrupción de choques de oferta y demanda y presiones externas elevaron la

<sup>10</sup> En su último Informe de Política Monetaria, publicado de julio de 2013, el Banco Central de Bolivia habría ya iniciado las acciones para intentar contrarrestar este rebote reciente de inflación.

inflación en estos dos lapsos de tiempo. Ambos fenómenos externos se transmitieron a la inflación local vía el incremento de precios de los alimentos principalmente.<sup>11</sup>

El Gráfico 8 presenta las funciones impulso respuesta simple y acumulada 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 0,3pp, que se disipa en tres meses, y un efecto acumulado de 0,5pp. En cambio, para el régimen de alta inflación el efecto de un choque es más pronunciado, aproximadamente 1pp, y su disipación es más lenta, cinco meses. También el efecto acumulado es más elevado, llegando a casi 1,3pp.

**Gráfico 8: FUNCIONES IMPULSO RESPUESTA - FIR**



Fuente: Elaboración de los autores

Los resultados encontrados en esta sección nos muestran que la inercia es una variable estado dependiente. Vale decir, depende del estado en el que se encuentre la inflación. Lo que implica que si la inflación está en un periodo de elevado nivel la inercia será también elevada. Periodos de baja inflación sin embargo, no necesariamente están relacionados con baja inercia, particularmente si la volatilidad es elevada, en cuyo caso la inercia podría elevarse también.

11 Por lo indicado en la nota de pie de página 7, no es de extrañar que los incrementos de precios de los alimentos externos como los ocurridos en 2011, tengan fuertes repercusiones sobre la tasa de inflación interna.

## V. 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, el modelo de cambio de régimen de Markov indica que la inercia se mantuvo la mayor parte del tiempo en el régimen de alta inflación y la volatilidad inflacionaria fue también elevada durante este periodo de tiempo.

A partir del año 1997, después de la promulgación de la ley del BCB que profundizó el régimen monetario, se habría elevado la credibilidad de las políticas del Banco Central, por lo que la inflación cambió al régimen de baja inflación y reducida volatilidad. Este resultado es coherente con los hallazgos de Cukierman y Liviatan (1992) quienes demuestran que la falta de credibilidad en el Banco Central puede derivar en expectativas inflacionarias más altas en el público, lo que genera un proceso de estabilización relativamente lento y se traduce en una inflación con mayor persistencia, aunque no es posible afirmar con nuestros resultados, si la inercia bajó como producto de este hecho. Para ello será necesario realizar un análisis estructural de la inercia que nos permita encontrar sus determinantes, trabajo reservado para una futura investigación.

El modelo de Markov demostró 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 2007, cambió con los eventos ocurridos en los años 2007-2008 y 2011, 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. De hecho, la probabilidad de cambio de régimen fue de 19% en tanto que pasar de un régimen de baja inflación a uno de alta tiene una probabilidad de 11%.

Además, 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. Sin embargo, los eventos de 2007-2008 y 2011, demostraron que la inflación puede

cambiar rápidamente del régimen de baja inflación al de elevada inflación.

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

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.

## Referencias Bibliográficas

- Altissimo, F., M. Ehrmann, F. Smets, (2006). "Inflation Persistence and Price-Setting Behaviour in the Euro Area: A Summary of the IPN Evidence", European Central Bank, Occasional Paper Series No 46, June.
- Beaulieu, J.J. and J.A. Miron, (1993). "Seasonal unit roots in aggregate U.S. data", *Journal of Econometrics*, 55 (1-2), pp. 305-328.
- Brown, R. G., (2007). *Introductory Physics I: Elementary Mechanics*, Duke University Physics Department.
- Calvo, G., (1983). "Staggered prices in a utility-maximizing framework", *Journal of Monetary Economics*, 12(3), pp. 383-398.
- Chatfield C., (2004). *The Analysis of Time Series: An Introduction*, Sixth edition, CRC Press, Boca Raton, Florida, United States
- Cukierman, A. and N. Liviatan, (1992). "The Dynamics of Optimal Gradual Stabilizations", *The World Bank Economic Review*, 6 (3), pp. 439-458
- Echavarría J., E. López, M. Misas, (2010). "La persistencia estadística de la inflación en Colombia", Banco de la República de Colombia, *Borradores de Economía* Núm. 623,
- Elliott, G., (1999). "Efficient Tests for a Unit Root When the Initial Observation is Drawn from its Unconditional Distribution", *International Economic Review*, 40 (3), pp. 767 - 783
- Elliott G., T. Rothenberg, J. Stock, (1996). "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64 (4), pp. 813-836
- Enders, W., (2010). *Applied Econometric Time Series*, Third edition, Wiley, EE.UU
- Fuhrer, J., (1995). "The Persistence of Inflation and the Cost of Disinflation", *New England Economic Review*, pp. 2-16
- Fuhrer, J., (2009). "Inflation Persistence", *Federal Reserve Bank of Boston*, Working Paper No. 09-14, November



Galí, J. and M. Gertler, (1999). "Inflation dynamics: A structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, 44, pp. 195-222

Galí, J. and M. Gertler, (2000). "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis," NBER Working Papers Series, Working Paper 7551, February

Galí, J., M. Gertler, J.D. López-Salido, (2001). "European inflation dynamics", *European Economic Review*, 45 (7), pp. 1237–1270

Hamilton, J. D., (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press

Hylleberg S., R.F. Engle, C.W. J. Granger , B. S. Yoo, (1990). "Seasonal integration and cointegration", *Journal of Econometrics*, 44 (1-2), pp. 215-238.

Kim C-J. and C. Nelson, (1999). *State-Space Models with Regime Switching. Classical Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, The MIT Press, London England

Krolzig, H.-M., (1997). *Markov-Switching Vector Autoregressive. Modelling, Statistical inference and Application to Business Cycle Analysis*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer, Berlin, Germany

Kwiatkowski D., P. Phillips, P Schmidt, Y. Shin, (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*, 54, pp. 159-178.

Lee, J. and M. C. Strazicich, (2003). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *Review of Economics and Statistics*, 85 (4), pp. 1082-1089

Lee, J. and M. C. Strazicich, (2004). "Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break", Appalachian State University, December. Disponible en <http://econ.appstate.edu/RePEc/pdf/wp0417.pdf>

Lucas Jr., R, (1972). "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*. 4, pp. 103-124

Mendieta P. y H. Rodríguez, (2008). “Una curva de Phillips Neokeynesiana empírica para el caso de Bolivia”, presentado en el Primer Encuentro de Economistas de Bolivia, 14 y 15 de agosto de 2008, La Paz, Bolivia, disponible en <http://www.bcb.gov.bo/webdocs/EEB/NKPC%20-%20mendieta%20rodriguez.pdf>

Morales, J. A., (1989). “The inflation stabilization in Bolivia revisited”, Instituto de Investigaciones Socioeconómicas, Universidad Católica Boliviana, Documento de Trabajo No. 03/89, julio.

Morales, J.A., (2005). “Las Principales Políticas del Banco Central en el Marco de la Ley 1670” en Banco Central de Bolivia (Ed.) *Historia Monetaria Contemporánea de Bolivia*, La Paz, Bolivia.

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

Orellana, W., O. Lora, R. Mendoza, R. Boyán, (2000). “La política monetaria en Bolivia y sus mecanismos de transmisión”, Banco Central de Bolivia, *Revista de Análisis*, 3 (1), pp. 81-123

Patiño E. y P. Mendieta, (2006). “Inflación y depreciación en una economía dolarizada: el caso de Bolivia”, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA), XXIX (1), pp. 1-39

Perron, P. and S. Ng, (1996). “Useful Modifications to some Unit Root Tests with Dependent Errors and their Local Asymptotic Properties”, *The Review of Economic Studies*, 63 (3), pp. 435-463

Rocabado, P. (2009), *Inflación e incertidumbre inflacionaria: un análisis para la economía boliviana 1937-2009*, Tesis para la obtención del grado de Licenciado en Economía, Universidad Mayor de San Andrés, La Paz, Bolivia

Rotemberg, J. J., (1982). “Sticky Prices in the United States”, *The Journal of Political Economy*, 90 (6), pp. 1187-1211

Sargent, T. J. and N. Wallace, (1975). “Rational” Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply rule”, *Journal of Political Economy*, 83(2), pp. 241-254.

Schmidt, P. and P. C. B. Phillips, (1992). "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), pp. 257- 287

Valdivia, D., (2008). "Es importante la fijación de precios para entender la dinámica de la inflación en Bolivia?", Instituto de Estudios Avanzados en Desarrollo, Serie de Documentos de Trabajo sobre Desarrollo No. 02/2008, febrero

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

Zivot, E. and D. Andrews, (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), pp. 251-270

