

# Efectos asimétricos de shocks de inflación e incertidumbre inflacionaria en Bolivia 1990-2013

*Asymmetric Effects of Shocks to Inflation and Inflation Uncertainty in Bolivia 1990-2013*

Benigno Caballero Claure\*  
Rolando Caballero Martínez\*\*

## Resumen

Este documento de investigación analiza la evolución de la inflación mensual de Bolivia en el periodo 1990:01 a 2013:03 y presenta evidencia a favor de la hipótesis de Friedman y Ball, la cual establece que altos niveles de inflación incrementan la incertidumbre inflacionaria, y en menor magnitud y significancia también se acepta la hipótesis de Cukierman y Metzler, la cual postula que altos niveles de incertidumbre inflacionaria incrementan la tasa de inflación promedio, al mismo tiempo podemos también afirmar que para el caso de Bolivia no se cumple la hipótesis de Holland, Grier y Perry, la cual afirma que existe una relación inversa entre la incertidumbre inflacionaria y la tasa de inflación y en la misma presupone que la dirección de causalidad va de la incertidumbre hacia el nivel de inflación. Además, se encuentra evidencia de que shocks de inflación positivos tienen un impacto mayor sobre la incertidumbre inflacionaria que shock negativos, y que la incertidumbre inflacionaria tiene una tendencia decreciente a través del tiempo, esta última afirmación producto de la buena labor y desempeño de las autoridades monetarias, para promover la estabilidad de precios y mantener así una macroeconomía con inflación baja.

### Palabras clave:

- Inflación
- Incertidumbre inflacionaria
- Parch-M

## Abstract

This research paper examines the evolution of the monthly inflation of Bolivia in the period 1990:01- 2013:03 and presents evidence for the hypothesis of Friedman and Ball, which states that high inflation increases inflation uncertainty, and to a lesser extent and significance the hypothesis Cukierman and Metzler is also accepted, which postulates that high levels of inflation uncertainty increase the average rate of inflation. At the same time we can also say that in the case of Bolivia not the hypothesis Holland, Grier and Perry, which states that there is an inverse relationship between inflation uncertainty and inflation is fulfilled. In addition, there is evidence that positive inflation shocks have a greater impact on the negative shock to inflation uncertainty, and inflation uncertainty has a decreasing trend over time, this last statement product of good work and performance of authorities monetary, to promote price stability and thus maintain low inflation macroeconomics.

### Keywords:

- Inflation
- Uncertainty
- Parch-M

JEL:C51, C58, E31

## I Introducción

En la actualidad existen distintos enfoques que explican los determinantes de la inflación y al mismo tiempo existe un consenso de que una inflación alta tiene múltiples efectos nocivos sobre una economía. Por lo mismo uno de los costos que genera la inflación es la incertidumbre inflacionaria. Un ambiente

\*Universidad Técnica de Oruro, b\_caballero\_c@hotmail.com

\*\*Universidad Nacional Autónoma de México, rcaballeromartinez@gmail.com, roland.caballerom@comunidad.unam.mx

de incertidumbre de manera general tiende ir en desmedro de los agentes económicos, entorpeciendo sus decisiones y planeaciones futuras.

En esa línea, hoy en día existe un consenso que una inflación elevada es “mala”, y que la misma introduce perturbaciones importantes en una economía. Por lo mismo Barro (1997) realiza un estudio y utiliza datos de 100 países durante las últimas tres décadas, estima que un incremento de 10 puntos porcentuales en la tasa de inflación conlleva a una caída de 0.3 o 0.4 puntos porcentuales en la tasa anual de crecimiento del PIB per cápita.

Por lo tanto este documento realiza una aproximación, con base en la experiencia boliviana, a las relaciones entre la tasa de inflación y su nivel de incertidumbre. Para tal efecto se estudia para el caso de Bolivia si se cumple de manera conjunta tres hipótesis que se encuentran relacionadas, como son: la hipótesis de Friedman (1977) y Ball (1992), la hipótesis propuesta por Cukierman y Metzler (1986) y la hipótesis de Holland (1995), Grier y Perry (1998). Como el comportamiento de la inflación en Bolivia ha sido variado, combinando periodos de alta y baja inflación, es de suma importancia tener un conocimiento cabal sobre la evolución de la inflación. Por lo mismo el objetivo de este trabajo es examinar las hipótesis antes expuestas, usando modelos autorregresivos con heterocedasticidad condicional (Arch, Garch-M, TGarch, Egarch-M y Parch-M) para modelar la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria.

El artículo está estructurado en cuatro secciones. En la segunda sección se describe la relación económica entre inflación y la incertidumbre inflacionaria. En la tercera sección se describe de manera breve la metodología econométrica y se presentan nuestros resultados econométricos y finalmente, en la última sección se muestran las conclusiones finales sobre los resultados.

## 2 Incertidumbre inflacionaria e inflación

Milton Friedman (1977) en su discurso de premio Nobel, afirma que mayores niveles de inflación causan mayores niveles de incertidumbre sobre tasas de inflación futuras, entre otras palabras nos quiere decir que si en el momento “t” tenemos una inflación elevada, mayor será la incertidumbre en las tasas de inflación en el periodo “t+1”. A su vez, Ball (1992), le da sustento teórico a esta hipótesis y presenta un modelo en el que introduce información asimétrica, mediante un modelo de juego repetido a la Barro-Gordon. Sin embargo en los dos casos mencionados anteriormente, supone que mayores niveles de inflación crean mayor incertidumbre inflacionaria en el futuro, dándose una



comportamiento oportunista de la autoridad monetaria anticipa una relación positiva desde incertidumbre (inflacionaria) hacia inflación.

Al contrario, Holland (1995); Grier y Perry (1998) mencionan como la incertidumbre inflacionaria es costosa para cualquier economía, el banco central puede actuar de manera estabilizadora. En otras palabras, el temor a la incertidumbre sobre niveles de inflación futuros puede fomentar al banco central a disminuir los niveles de inflación para así minimizar los costos de la incertidumbre. Por lo tanto, Grier y Perry (1996) usan el término de que la incertidumbre inflacionaria tiene efectos perversos en la economía debido al estudio que realizaron para la economía americana, en cuyos resultados muestran que mayores niveles de incertidumbre inflacionaria están asociados a una caída en la tasa de crecimiento económico en Estados Unidos. Asimismo, Grier y Perry (1998) muestran que en el grupo G-7, solamente los Bancos Centrales más independientes (Estados Unidos y Alemania) han actuado de esta manera (es decir se cumpliría la *hipótesis de Holland, Grier y Perry*). En ese sentido, Cukierman ordena los bancos centrales de 68 países desde 1, lo más independientes, a 68, lo menos independientes. En donde Alemania y Estados Unidos reciben las calificaciones de 2 y 5, en cuyos países se habría cumplido esta última hipótesis. En síntesis, Holland (1995); Grier y Perry (1998) suponen de que existe una relación negativa entre los niveles de incertidumbre inflacionaria y la inflación, y que cambios en el nivel de incertidumbre preceden temporalmente a cambios en el nivel de inflación. En este documento de investigación, se probarán las tres hipótesis mencionadas para el caso de Bolivia.

### 3 Metodología para estimar incertidumbre inflacionaria

A la hora de estimar la incertidumbre inflacionaria existen generalmente dos estrategias; primero la estrategia de encuestas y segundo la estrategia de modelos de predicción, la primera utiliza encuestas realizadas a consumidores y economistas. Una aproximación para medir la incertidumbre inflacionaria a partir de las encuestas es pedir al encuestado un rango sobre sus expectativas de inflación y ver qué tan amplios son estos rangos a través de la muestra. Una segunda aproximación se basa simplemente en la dispersión que muestran las expectativas puntuales de los individuos encuestados. Sin embargo Zamowitz y Lambros (1987) debaten el uso de las encuestas como una aproximación de la incertidumbre inflacionaria y mencionan que esta metodología tiene la desventaja de que la encuesta sólo muestra la gama de desacuerdo entre los pronosticadores y no representa bien el grado de incertidumbre en la economía.



señalado anteriormente es que para el caso de Bolivia se utiliza los modelos de las familias Arch para probar las hipótesis de estudio.

En el trabajo de investigación se combinarán las metodologías Sarima (Autoregressive Integrated Moving Average)<sup>2</sup> y Garch (General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) tomando como proxy de inflación la variación mensual del Índice de Precios al Consumidor de Bolivia (IPC) para el periodo 1990:01–2013:03. De este modo se puede estimar tanto la media condicional, como la varianza condicional, a través de métodos de máxima verosimilitud. La modelación de la serie de inflación inicialmente se modela a través de un proceso Sarima, basándose en la información contenida en la serie en los periodos anteriores, es decir, en los rezagos de la serie y capturando la estacionalidad de la misma. Así, se obtienen los errores de predicción para cada periodo. La utilización de un modelo Garch, por su parte, permite obtener una serie temporal de la varianza de los errores que sirve como aproximación de la incertidumbre bajo la línea de Holland (1993) y Golob (1993).

Utilizando el paquete estadístico<sup>3</sup> sugiere un modelo Arima(1,1,2) (0,1,1), con lo cual el paquete sugiere una diferenciación, dos parámetros de medias móviles en la parte regular y un parámetro autorregresivo en la misma parte regular, así como una diferenciación y un parámetro de medias móviles en la parte estacional. También el modelo identifica una de serie (outliers).

Tomando como base el modelo sugerido anteriormente, se realizó varias pruebas sobre la misma, específicamente salvaguardando que nuestro modelo final cumpla fundamentalmente los supuestos de no autocorrelación de los errores, estabilidad del modelo Sarima final<sup>4</sup> y que tenga los valores más grandes en valor absoluto de los criterios estadísticos no paramétricos (akaike, schwarz) que es lo deseable en modelos de series de tiempo.<sup>5</sup> En esa línea los mejores resultados se obtuvieron para un modelo con una diferenciación tanto en la parte regular como estacional, un componente ar(1), ar(6) y ma(3)

<sup>2</sup> Los modelos Arima son parte de la metodología habitual de series de tiempo y permiten estudiar el comportamiento de una variable aleatoria a través del tiempo, utilizando sólo la información contenida en la serie histórica de la propia variable. La forma genérica de un modelo Arima para una variable X se escribe en la terminología habitual de Box y Jenkins y su desarrollo se puede encontrar en Hamilton (1994).

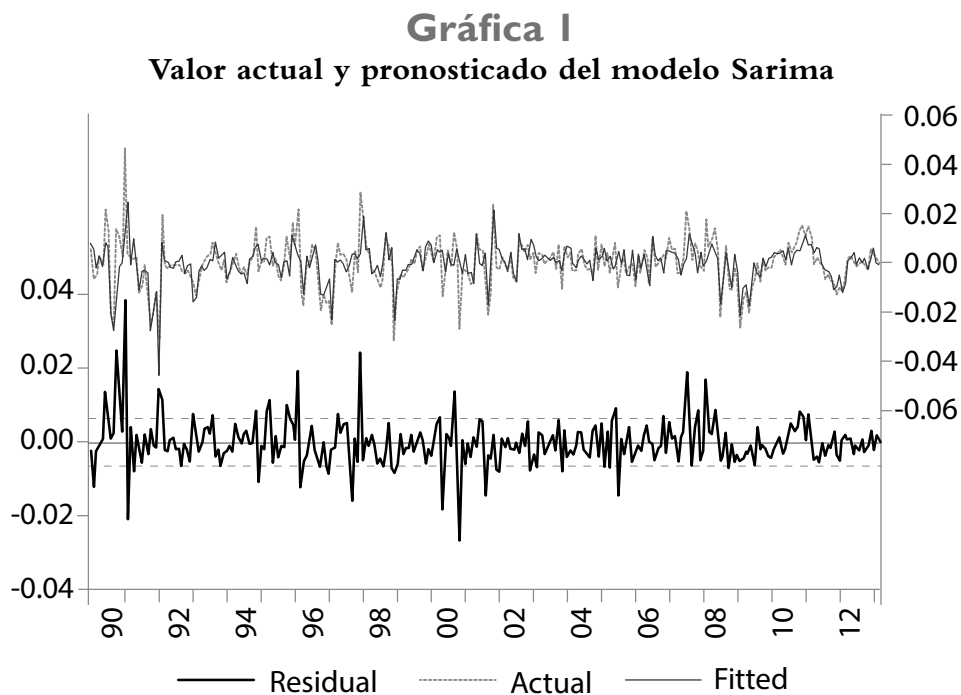
<sup>3</sup> Estimado por el paquete Tramo Seats.

<sup>4</sup> La elección del modelo Sarima final del cuadro 1, se basó también en la elección de aquel modelo que tenga los mejores estadísticos no paramétricos (Criterios de Akaike y Schwarz), es decir eligiendo aquel que tenga los valores de Akaike y Schwarz más grandes en valor absoluto.

<sup>5</sup> En modelos de series de tiempo es deseable que se cumpla los supuestos de no autocorrelación de los errores y estabilidad del modelo, con la finalidad de obtener estimadores eficientes. Véase William Greene, *Análisis Econométrico*, séptima edición (capítulos 20 y 21).



Cabe recalcar que las pruebas de diagnóstico del modelo Sarima se encuentran en el anexo nro. 2, la misma nos confirma que el modelo del cuadro 1 no tiene problemas de autocorrelación a través de la prueba de Breusch-Godfrey, por su parte el estadístico Jarque-Bera nos confirma que existe problemas de normalidad de los residuos, que podría deberse a las fluctuaciones que existe en la variable índice de precios al consumidor en los periodos de volatilidad, la misma que provoca que su distribución sea leptocurtica y sesgada a la derecha, dando lugar a outliers (+) relacionados con choques inflacionarios y outliers (-) con choques deflacionarios, como es el caso del año 2001, 2002, Rocabado (2009). Asimismo en el anexo nro. 2, se muestra que el modelo del cuadro 1 tiene problemas de efectos Arch, en vista de lo cual se puede modelar el proceso de varianza condicional para los residuos por medio de los modelos autoregresivos de heterocedasticidad condicional Arch, y finalmente también se verifica la estabilidad del modelo, por lo que las raíces características son menores a la unidad o dicho en otras palabras se encuentran dentro del círculo unitario,<sup>9</sup> Loria (2007).



Elaboración propia de los autores.

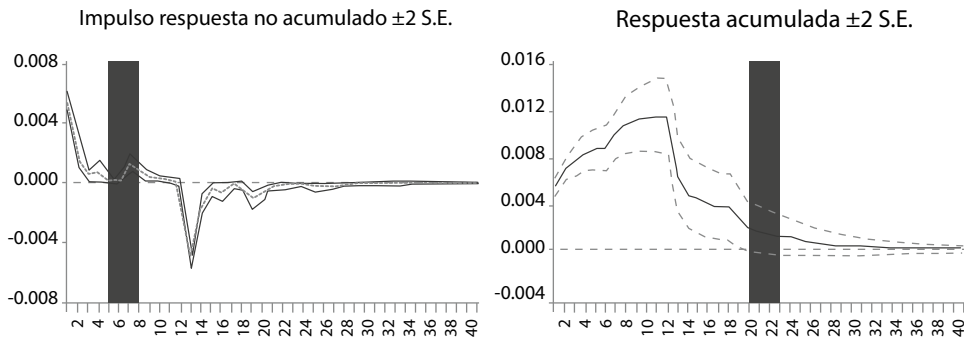
<sup>9</sup> Más detalles en el anexo nro. 2 (Cuadro A4).





### Gráfica 3

#### Estabilidad del Modelo SARIMA (FIR acumulado y sin acumular)



Elaboración propia de los autores

En este caso se advierte que la respuesta acumulada y sin acumular de la tasa de inflación (DLOG (IPC,1,12)), debido al impulso de un shock equivalente al valor de una unidad de desviación estándar de la innovación, es positivo, estadísticamente significativo y además desaparece en forma asintótica en un lapso no más de 10 meses en promedio.

Por último, hay que recordar que el estadístico para el test Arch, que evalúa si la varianza de los residuos,  $\varepsilon_t$  del modelo Sarima del cuadro 1, es constante. La prueba<sup>11</sup> indica que se rechace la hipótesis nula de existencia de un proceso con varianza constante, en vista de lo cual se puede modelar el proceso de varianza condicional para los residuos por medio de modelos de las familias Arch, Loria (2007), y así tener una aproximación correcta de la incertidumbre bajo la línea de Holland (1993) y Golob (1993).

#### 3.1 Modelos Arch

El modelo Arch de Engle (1982), en el caso general Arch (m) es:

$$\begin{aligned}\xi_t &= \sigma_t \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2\end{aligned}\quad (1)$$

Donde,  $\alpha_0 \geq 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $i=1,2,\dots, m$ , y  $\{\varepsilon_t\}$  es una secuencia de variables aleatorias que se distribuyen idéntica e independientemente (i.i.d.) con media 0 y

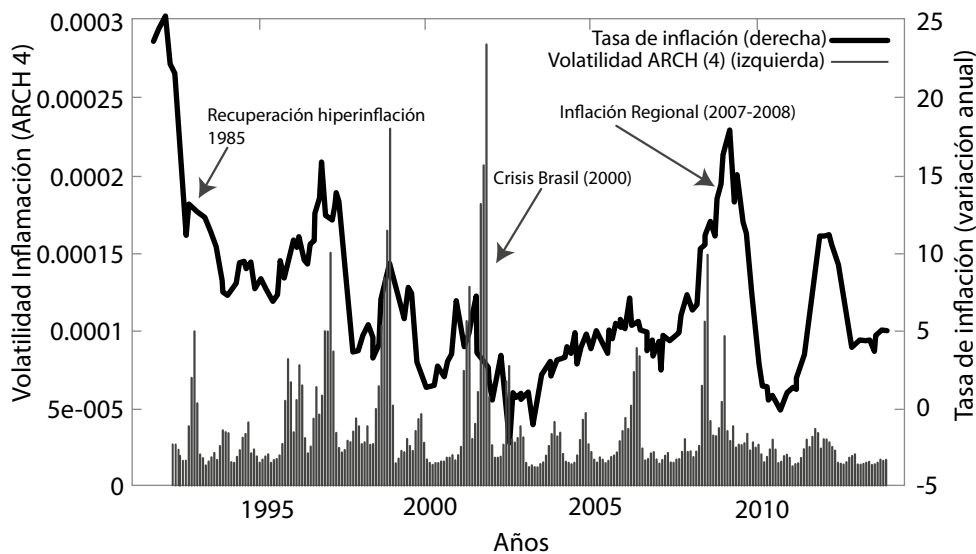
<sup>11</sup>Véase anexo nro 2 (gráfico 2A.7 y gráfico 2A.7.1)



El supuesto más importante de ésta estimación, reside en que la condición  $\sum_{i=1}^4 \hat{\varepsilon}_i^2 < 1$  de estacionaridad del proceso Arch tiene que verificarse, en este caso se puede afirmar que se verifica tal supuesto de estacionariedad.

Al mismo tiempo, los resultados señalan que el mejor modelo que se ajustó a la información mensual fue un modelo Arch (4) ya que éste presentó en valor absoluto los valores más grandes de criterios estadísticos<sup>13</sup> no paramétricos. Al mismo tiempo, al realizar el cálculo del test Arch para esta variante del modelo, no se puede rechazar la hipótesis nula de un proceso no Arch de los residuos. Es decir, se ha identificado un modelo adecuado para remover el problema de heteroscedasticidad autoregresiva.

**Gráfica 4**  
**Volatilidad estimada (Arch 4)**



Elaboración propia de los autores.

En la gráfica 4 se puede advertir que a principios de los 90 existen picos pronunciados de volatilidad debido al proceso de recuperación de la economía boliviana de la hiperinflación que se dio a mitad de los años 80. Por otro lado a principios del nuevo siglo, se dio la devaluación del real brasileño (efecto samba) que provocó que la economía boliviana pueda caer incluso en fase de deflación. Asimismo los años 2007 y 2008 se da dos crisis: primero, la crisis

<sup>13</sup> Con criterios estadísticos no paramétricos nos referimos a: Schwarz criterion, Akaike info criterion, etc. que son criterios que permiten seleccionar entre dos o más modelos que compiten.



Los resultados de la estimación son presentados en el cuadro 3. Los Z-estadísticos los parámetros estimados  $\beta_{QMV}$  son parecidos a los de la especificación Arch (4) y en su mayoría son significativos al 0.05 de significancia, nuevamente, la condición de estacionariedad  $\alpha_1 + \gamma_1 < 1$  se verifica en los modelos 1, 2 y 3 del cuadro 3.

En referencia al modelo Garch se estima el proceso Garch (1,1) y Garch (1,1)-M ya que solamente este tipo de modelo, permite cuantificar si la volatilidad condicional crecerá en el futuro o no, con la simple suma de los coeficientes de los términos Arch y Garch. Los resultados se presentan a continuación.

**Cuadro 3**  
**Modelo Garch (1,1)**

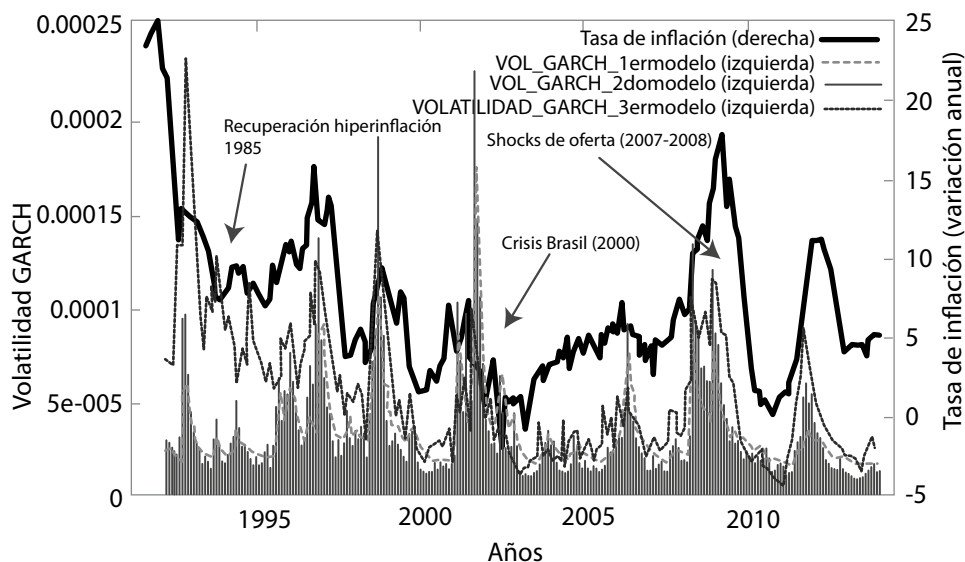
Variables Variable dependiente: Dlog(IPC,1,12)	Modelo 1 Garch (1,1)		Modelo 2 <sup>/1</sup> Garch (1,1)		Modelo 3 <sup>/2</sup> Garch (1,1)-M	
Muestra	1990M01 al 2013M03					
Observaciones	279					
Convergencia lograda	18 iteraciones		21 iteraciones		25 iteraciones	
Ecuación para la media	Estadístico Z		Estadístico Z		Estadístico Z	
D1	0.0025	1.4343	0.0034	2.0651	0.0024	1.1552
AR(1)	0.3425	5.2080	0.3087	4.4182	0.2867	4.3908
AR(6)	0.1210	1.7056	0.2313	3.9286	0.1545	2.1834
MA(3)	0.1253	2.3802	0.0694	1.1975	0.0999	1.4383
SMA(12)	-0.9703	-101.03	-0.9703	-111.16	-0.6588	-17.632
LOG( $\sigma_{t-1}^2$ )					0.0096	1.5192
Ecuación para la varianza						
CONSTANTE	3.42E-06	2.4874	-1.17E-07	-0.1314	-7.38E-07	-0.7335
$\varepsilon_{t-1}^2$	0.0835	3.3103	0.1937	3.3833	0.0995	2.3567
$\sigma_{t-1}^2$	0.8181	14.835	0.7323	11.890	0.8114	14.1731
$\pi_{t-1}$			0.0637	4.7984	0.0071	3.9652
Estadísticos de Diagnostico						
Condición de estacionariedad del proceso Garch: $\sum \alpha_1 + \gamma_1$	0.9016		0.9261		0.9034	



Por lo tanto, la ecuación de la varianza para los dos modelos Garch aproxima la varianza condicional de la inflación no esperada y viene a constituirse en una medida de la incertidumbre inflacionaria. Todos los coeficientes de esta ecuación son significativos al nivel del 1%. La inclusión de los parámetros Garch elimina el proceso heteroscedástico de los residuos como lo indica el test Arch.<sup>15</sup>

Por lo tanto, hasta el momento se constató que las especificaciones Arch (4) y Garch (1,1) cumplen con una condición teórica importante: la estacionaridad débil del proceso.

**Gráfica 5**  
**Volatilidad estimada Garch**  
**De izquierda a derecha Modelos 1,2 y 3 del cuadro 3**



Elaboración propia de los autores

En las gráficas 5 de volatilidad, las áreas sombreadas de colores, representan los periodos de volatilidad, por ejemplo en los años 90 existe picos pronunciados debido al proceso de desinflación que se daba en la economía boliviana, producto de la inflación elevada de los 85, los periodos de 1995, 1996, 2007, 2008 y 2010<sup>16</sup> tienen un común denominador, ya que la volatilidad se debe a

<sup>15</sup> Véase el cuadro 3: Estadísticos de diagnóstico: Arch LM test (p-value)

<sup>16</sup> A nivel mundial en los años 2007 y 2008 existió problemas inflacionarios, que se debieron a shocks





ejemplo, el modelo TGarch de Glosten, Jagannathan y Runkle (GJR) se puede expresar como:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^m \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2 d_{t-i} + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4)$$

$$\text{Donde } I_{it} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-i} < 0 \\ 0 & \varepsilon_{t-i} > 0 \end{cases}$$

En la ecuación 4, donde  $d_{t-i}$  es una variable *dummy* que toma el valor de 1 si  $\varepsilon_{t-i} < 0$ , y de 0 si  $\varepsilon_{t-i} \geq 0$ . El parámetro  $\gamma_i$  recoge la asimetría producida por valores negativos de  $\varepsilon_{t-i}$  (efecto apalancamiento). Cuando se modela la volatilidad condicional en lugar de la varianza condicional se obtiene la versión de Zakoian (1994).

Una variante del modelo anterior permite que el parámetro Arch del primer rezago del error cambie, dependiendo de si el error rezagado excede cierto umbral (normalmente cero). Esta variante se conoce como TGarch (Threshold Garch) y permite evaluar si inflaciones por sobre lo esperado tienen un efecto sobre la incertidumbre distinto del que tendría una inflación menor a la esperada. Para capturar esta asimetría se hace depender a la varianza condicional de la magnitud y signo de los errores anteriores.

Por lo tanto la estimación del TGarch se encuentra en el cuadro 4.

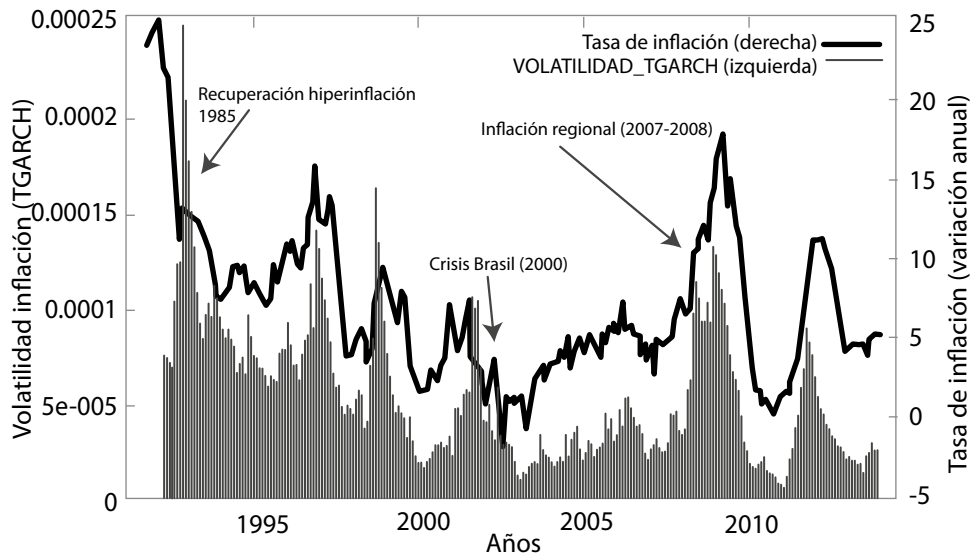
**Cuadro 4**  
**Modelo TGarch**

Modelo	Ecuación					
Media TGarch	$\pi_t = 0.002D1 + 0.32Ar (1) + 0.17Ar (6) + 0.11Ma (3) - 0.97Sma (12)$					
	Z-estadístico	(1.43)	(4.53)	(2.67)	(1.68)	(-4454.36)
Varianza TGarch	$\sigma_t^2 = 3.98 E-06 + 0.16\varepsilon_{t-1}^2 - 0.099\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + 0.76\sigma_{t-1}^2$					
	Z-estadístico	(3.23)	(3.70)	(-2.05)	(14.89)	
Estadísticos de diagnóstico	R <sup>2</sup> : 0.54284 Log likelihood: 1039.487 Schwarz criterion: -7.26986 Número de observaciones: 279			Akaike info criterion: -7.387001 Durbin-Watson: 2.04754 Arch LM Test (p-value): 0.54529		

Elaboración propia de los autores



**Gráfica 6**  
**Volatilidad estimada TGarch**



Elaboración propia de los autores.

### 3.4 Modelos EGarch

Otro modelo capaz de recoger asimetrías es el modelo EGarch ó modelo Garch exponencial, propuesto por Nelson (1991). La especificación de la varianza condicional viene dada por la ecuación 5.2. Se puede observar que la varianza condicional viene transformada en logaritmos, y esta representación garantiza la no negatividad de la misma e implica que el efecto apalancamiento es exponencial, en lugar de cuadrático. La presencia de efectos asimétricos ocurre cuando  $\gamma_i \neq 0$  y se puede hablar de efecto apalancamiento cuando  $\gamma_i < 0$ . El modelo de Nelson (1991) es utilizado en esta sección, y además utilizaremos la metodología de Berument *et al.* (2001) y Bello y Gámez (2006), con la finalidad de averiguar si se cumple las tres hipótesis que se plantearon en el documento.

$$\pi_t = \sum_{j \in J} \rho_j \pi_{t-j} + \sum_{k \in K} \chi_k \sigma_{t-k}^2 + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

$$\varepsilon_t \approx (0, \sigma_t^2)$$

$$\ln \sigma_{it}^2 = \beta_0 + \beta_1 \ln \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} + \phi_1 \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{|\sigma_{t-1}^2|} + \omega Tend + \sum_{s \in S} \psi_s \pi_{t-s} \quad (5.2)$$

$$|\beta_1| < 1$$

Al mismo tiempo este sistema permite probar todas nuestras hipótesis a la vez. Para determinar si un aumento en la tasa de la inflación causa más incertidumbre, necesitamos investigar el signo y el significado del parámetro  $\psi_s$  de la ecuación 5.2. Los *modelos de Friedman y Ball* pronosticarían que  $\psi_s$  fuera positivo y significativo. Por otro lado, para distinguir entre las dos hipótesis sobre el comportamiento del banco central cuando enfrente un aumento en la incertidumbre de la inflación, el parámetro clave es  $\chi_k$  de la ecuación 5.1. Un valor de  $\chi_k > 0$  sería consecuente con los pronósticos del *modelo de Cukierman y Meltzer*, donde el banco central actúa de una manera oportunista. Asimismo, un valor de  $\chi_k < 0$  sería consecuente con la idea de Holland (1995) y Grier & Perry (1998), que el banco central puede actuar de una manera estabilizadora.

Asimismo en la ecuación 5.1, donde  $\pi_t$  representa la tasa de inflación mensual;  $\varepsilon_t$  es un error estocástico que mide las innovaciones impredecibles en la inflación;  $\sigma_t$  es la desviación estándar condicional de  $\varepsilon_t$ , la cual representa la incertidumbre inflacionaria; y *Tend* en la ecuación 5.2, es una variable de tendencia. Por último, la ecuación (5.2) nos da la varianza condicional del error de estimación en logaritmo ( $\log \sigma_t^2$ ) que está en función de  $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$  el error rezagado estandarizado, el error rezagado estandarizado en valor absoluto  $|\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}|$ , de un rezago de ella misma, de un término de tendencia (*tend*) y de rezagos de la tasa de inflación.

**Cuadro 5**  
**Modelo EGarch-M**

Modelo	Ecuación						
Media EGarch-M	$\pi_t = 0.014D1 + 0.30Ar (1) + 0.14Ar (6) + 0.098Ma (3) - 0.64Sma (12) + 6.26 E-04 \sigma_{t-k}^2$						
	Z-estadístico	(7.53)	(4.46)	(2.25)	(1.46)	(-17.03)	(2.54)
Varianza EGarch-M	$\ln \sigma_t^2 = -2.89 + 0.75 \ln \sigma_{t-1}^2 + 0.24 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} + 0.05 \left  \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}^2} \right  + 11.21\pi_{t-s} - 0.0029tend$						
	Z-estadístico	(-2.19)	(2.65)	(-0.45)	(0.60)	(5.88)	(-1.65)
Estadísticos diagnostico	R2: 0.32941 Log likelihood: 950.5657 Schwarz criterion: -7.13680 Número de observaciones: 279			Akaike info criterion: -7.25394 Durbin-Watson: 2.00264 Arch LM Test (p-value): 0.07052			

Elaboración propia de los autores

Con relación al componente  $\frac{\varepsilon_{it-1}}{\sigma_{it-1}^2}$  como es distinto de cero, afirma que primero, los shocks son asimétricos, luego como es significativo al 1% y con signo positivo, implica que shocks positivos de inflación tienen un impacto mayor sobre la incertidumbre inflacionaria que shocks negativos de la misma magnitud. De hecho, el efecto estimado de los shocks positivos en el presente modelo EGarch-M tiene el mismo signo y son significativos al 1% al estimado en el modelo TGarch, 0.2447 vs. 0.1611, respectivamente.

El coeficiente asociado a la tendencia (Tend) es negativo y estadísticamente significativo al 10%, lo cual indica que la incertidumbre inflacionaria ha tenido una tendencia decreciente en el tiempo. Esto puede ser el resultado de una mayor comprensión de los agentes del modelo que rige a la economía, así como del buen desenvolvimiento del Banco Central de Bolivia para mantener tasas de inflación bajas.

La hipótesis de Ball y Friedman ( $\pi_{t-s} > 0$ ) no es rechazada a un nivel de significancia de 1%, de hecho es de magnitud elevada, por lo que se valida la hipótesis de que en Bolivia, mayores niveles de inflación están asociados con mayor incertidumbre inflacionaria, cuyo resultado es similar a la estimación de Garch (1,1)-M (Cuadro 3, modelo 3). Este resultado es de suma importancia, ya que sería uno de los principales argumentos de la autoridad monetaria para perseguir políticas que conduzcan a niveles bajos de inflación.

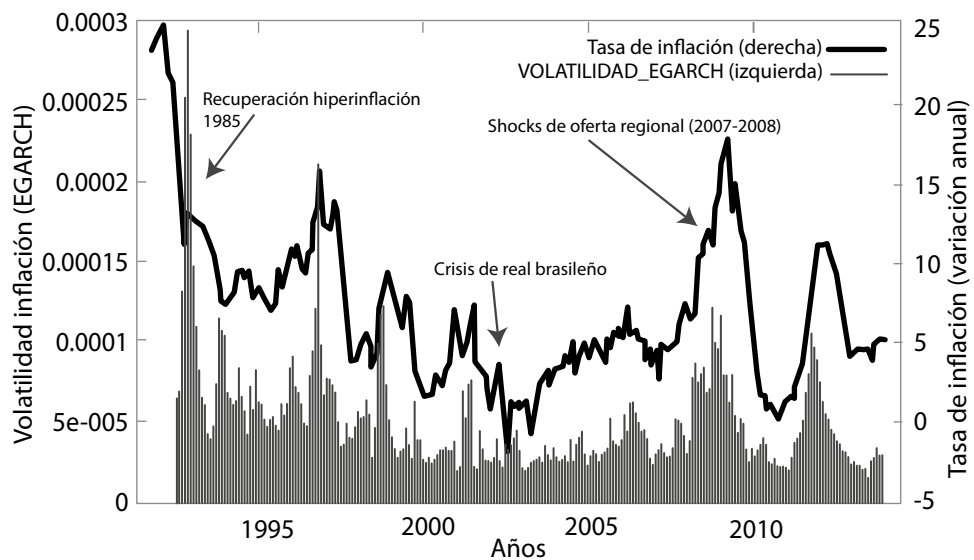
La hipótesis de Cukierman y Metzler ( $\sigma_{t-k}^2 > 0$ ) no es rechazada al 10% de significancia, aunque hay que reconocer que su magnitud es muy baja, pero

ello indicaría que niveles de incertidumbre inflacionaria más bajos llevan a niveles promedio de inflación más bajos. Por lo tanto, rechazamos la hipótesis de Holland, Grier & Perry al nivel 0.10 mientras que no podemos rechazar la hipótesis de Cukierman & Metzler al mismo nivel.

El primer resultado sobre *La hipótesis de Ball y Friedman* muestra un costo potencial real de la inflación en Bolivia. Es decir, si la incertidumbre de la inflación es costosa para la economía, un alto nivel de inflación es costosa también porque una tasa elevada de esta causa incertidumbre. El segundo resultado muestra evidencia a favor de la hipótesis de Cukierman y Metzler, aunque este último sus coeficientes no son de magnitud significativa.

Por último se puede afirmar que ni la Hipótesis de Holland, Grier y Perry ni la Hipótesis de Cukierman y Metzler se cumplen para el caso de Bolivia, pese que para esta última hipótesis, existe una evidencia a favor parcial, pero de magnitud leve y a un nivel de significancia del 0.10.

**Gráfica 7**  
**Volatilidad estimada EGARCH-M**



Elaboración propia de los autores.

### 3.5 Modelos Parch

Modeliza las potencias de la desviación típica. Originalmente fue propuesto por Taylor (1986) y Schwert (1989) para modelizar las desviaciones típicas y posteriormente fue generalizado por Ding *et al.* (1993).

$$\pi_t = \sum_{j \in J} \rho_j \pi_{t-j} + \sum_{k \in K} \chi_k \sigma_{t-k}^2 + \varepsilon_t \quad (6.1)$$

$$\sigma_t^\delta = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^\delta + \sum_{i=1}^p \left\{ \alpha_i |\varepsilon_{t-j}| - \gamma_i \varepsilon_{t-j} \right\}^\delta + \omega Tend + \sum_{s \in S} \psi_s \pi_{t-s} \quad (6.2)$$

Donde  $\delta > 0$ ,  $|\gamma_i| \leq 1$   $i = 1, \dots, r$ ,  $\gamma_i = 0$ ,  $i > r$  y  $r \leq p$ . Obsérvese que si  $\delta = 2$  y todos los coeficientes  $\gamma_i$  son nulos, se tiene la especificación del modelo Garch simétrico. La ecuación 6.1, donde  $\pi_t$  representa la tasa de inflación mensual;  $\varepsilon_t$  es un error estocástico que mide las innovaciones impredecibles en la inflación;  $\sigma_t$  es la desviación estándar condicional de  $\varepsilon_t$ , la cual representa la incertidumbre inflacionaria; y *Tend* en la ecuación 6.2, es una variable de tendencia.

La ecuación (6.1) representa la ecuación para la tasa de inflación media, y es la que utilizan los agentes para proyectar la inflación. Asimismo, la ecuación (6.2) da a conocer la ecuación en varianza para la tasa de inflación y es la que nos interesa para probar las tres hipótesis que nos hemos planteado en un principio.

Si se cumple la hipótesis de Ball y Friedman, el parámetro  $\psi_s$  de la ecuación 6.2 debería ser estadísticamente significativo con signo positivo. Por otro lado, si se cumple la hipótesis de Cukierman y Meltzer, el parámetro  $\chi_k$  de la ecuación de la media 6.1 debería ser positivo y estadísticamente significativo.



**Cuadro 6**  
**Modelo Parch-M**

Modelo	Ecuación						
Media Parch-M	$\pi_t = 0.031D1 + 0.71Ar (1) + 0.25Ar (6) + 0.014Ma (3) - 0.23Sma (12) + 3.54 E-03 \sigma_{t-k}^2$						
Z-estadístico	(3.21)	(4.02)	(2.05)	(2.36)	(-12.32)	(1.08)	
Varianza Parch-M	$\sigma_t^{0.78} = 0.0065 + 0.71\sigma_{t-1}^{0.78} + \{0.03 \varepsilon_{t-1}  - 0.0093\varepsilon_{t-1}\}^{0.78} + 0.71\pi_{t-s} - 0.0034tend$						
Z-estadístico	(1.12)	(7.36)	(2.53)	(1.32)	(3.94)	(2.52)	
Estadísticos diagnostico	R <sup>2</sup> : 0.5629 Log likelihood: 828.6452 Schwarz criterion: -7.78180 Número de observaciones: 279			Akaike info criterion: -7.21291 Durbin-Watson: 2.20224 Arch LM Test (p-value): 0.68152			

Elaboración propia de los autores

El coeficiente asociado a la tendencia (Tend) en la ecuación de la varianza es negativo y estadísticamente significativo al 1% de significancia, lo cual indica que la incertidumbre inflacionaria ha tenido una tendencia decreciente en el tiempo. Esto puede ser el resultado como lo señalamos anteriormente de un buen desenvolvimiento del Banco Central de Bolivia para mantener una macroeconomía con una inflación controlada.

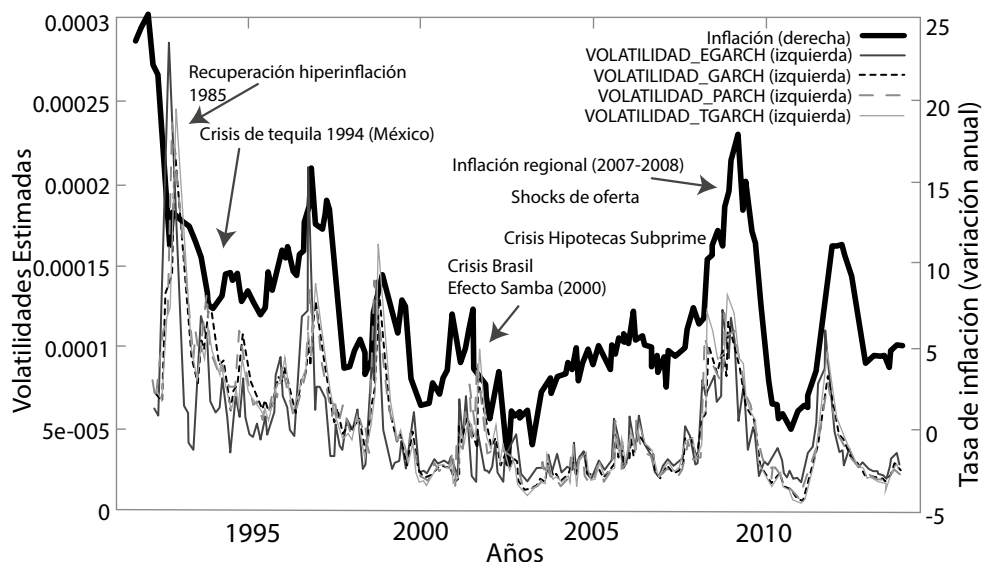
Asimismo *La hipótesis de Ball y Friedman* ( $\pi_{t-s} > 0$ ) en la ecuación de la varianza no es rechazada a un nivel de significancia de 1%, por lo que validaríamos la hipótesis de que en Bolivia, mayores niveles de inflación están asociados con mayor incertidumbre inflacionaria, cuyo resultado es similar a la estimación de Garch (1,1)-M (Cuadro 3, modelo 3) y al modelo E-Garch del cuadro 5.

*La hipótesis de Cukierman y Metzler* ( $\sigma_{t-k}^2 > 0$ ) en la ecuación de la media no es rechazada, aunque hay que reconocer que su magnitud es muy baja y no significativa, pero el signo del coeficiente asociado a esta variable, indicaría que niveles de incertidumbre inflacionaria más bajos llevan a niveles promedio de inflación más bajos.

Con relación a la negación de *la hipótesis de Holland, Grier y Perry*, en los modelos Garch-M, EGarch-M y Parch-M podemos afirmar que este resultado es muy interesante, ya que los autores muestran que en el grupo G7, solo los Bancos Centrales que gozan de más independencia (E.U.A. y Alemania) se han comportado de esta forma (se cumple la *hipótesis de Holland, Grier y Perry*). En ese sentido, Cukierman realiza una ordenación de los bancos cen-

trales de 68 países en estudio, y califica desde 1, lo más independientes, a 68, lo menos independientes. Los resultados del autor muestran que E.U.A. y Alemania reciben calificaciones de 2 y 5, de tal forma que para ambos países se cumpliría la hipótesis de Holland, Grier y Perry. Sin embargo respecto a este tema, existe una discusión debido a que es posible que las calificaciones de la independencia de los Bancos Centrales sólo tengan sentido para los países desarrollados. Por lo mismo, Alberto Alesina (1988) y Grilli, Masciandaro y Tabellini (1991) encuentran una relación entre la independencia de un Banco Central y el nivel de inflación promedio, pero ellos restringen su muestra a los países muy desarrollados. Ello implica que de alguna forma los resultados de investigación de los últimos autores podrían estar sesgados a favor de países industrializados. Por último, Cukierman (1992) habla un poco del problema de separar la realidad y la ficción en los países no desarrollados. Hay países que tienen reglas y cartas especificando que el Banco Central es independiente. Por último podemos afirmar que ni la Hipótesis de Holland, Gier y Perry ni la Hipótesis de Cukierman y Metzler se cumplen para el caso de Bolivia, pese que para esta última hipótesis, existe una evidencia a favor parcial, pero de magnitud leve y a un nivel de significancia del 0.10.

**Gráfica 8**  
**Volatilidad estimadas inflación (izquierda)**  
**y tasa de inflación (derecha)**



Elaboración propia de los autores.



**Cuadro 7**  
**Tests de causalidad o precedencia de Granger** <sup>/1</sup>  
**Sample: 1990M01 2013M03**

Hipótesis Nula	Obs.	F-Estadístico	p-value
DLipc does not Granger Cause VARIANZA_EGarch	252	48.99466	1.3E-42
VARIANZA_EGarch does not Granger Cause DDLipc		3.8969	0.00038
DDLipc does not Granger Cause VARIANZA_Garch	252	6.15309	4.7E-07
VARIANZA_Garch does not Granger Cause DDLipc		4.53173	0.00025
DDLipc does not Granger Cause VARIANZA_TGarch	252	7.00595	1.3E-07
VARIANZA_TGarch does not Granger Cause DDLipc		2.66740	0.06578
DDLipc does not Granger Cause VARIANZA_Parch	252	8.52637	0.00395
VARIANZA_Parch does not Granger Cause DDLipc		3.76482	0.00178

Elaboración propia de los autores.

<sup>/1</sup> La prueba de Precedencia de Granger se realiza con 12 rezagos, debido a que se trabaja con información mensual.

#### 4. Conclusiones

Los resultados finalmente conseguidos constatan la existencia de una relación causal positiva desde inflación e incertidumbre, algo habitual en la literatura, lo que supone respaldar la conocida como Hipótesis Friedman-Ball. Este primer resultado muestra un costo potencial de la inflación en Bolivia. Ello implica, que si la incertidumbre inflacionaria es costosa para la economía, niveles de inflación elevados es costoso también, porque una tasa elevada de esta causa incertidumbre y más aun teniendo el recuerdo del suceso económico de 1985, en esa línea es muy importante que el Banco Central de Bolivia siga aunando esfuerzos, para mantener una macroeconomía con inflación baja.

Con relación a la hipótesis de Cukierman y Metzler, el cual enfatiza la posibilidad de que existan comportamientos oportunistas por parte de la autoridad monetaria. Es decir, en momentos de elevada incertidumbre inflacionaria el banquero central podría encontrar un incentivo para generar “sorpresas” en el crecimiento monetario con el fin de estimular la economía se cumple para la economía de Bolivia, pero hay que reconocer que su magnitud es muy leve y aún nivel de significancia del 0.10. Así lo confirman tres de cuatro de las especificaciones estimadas como ser los Garch-M; EGarch-M y Parch-M. Con relación a la hipótesis de Holland, Grier y Perry, no se cumple para el caso de Bolivia. En esa línea Grier y Perry (1998) muestran que en el grupo



- Bollerslev, T. y J. M. Wooldridge (1992), “Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances”. *Econometrics Reviews* 11, PP. 143-172.
- Caballero, Benigno (2002), “Manual de Econometría”. Universidad Técnica de Oruro.
- Cukierman, A. y A. Metzler (1986), “A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information”. *Econometrica* 54 (5), pp. 1099-1128.
- Devereux, M. (1989), “A positive theory of inflation and inflation variance”, *Economic Inquiry*, n°27, p.105-116.
- Ding, Z., Granger, C. W. y Engle, R. (1993), “A long memory property of stock market returns and a new model”, *Journal of Empirical Finance*, n°1, p.83-106.
- Razo, R. y Esquivel G. (2003), “Fuentes de Inflación en México. Un Análisis Multicausal de Corrección de Errores”. El Colegio de México.
- Engle, R.F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Escobar, F. Y P. Mendieta (2004), “Inflación y depreciación en una economía dolarizada: El Caso de Bolivia” *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia* Vol. 7 No. 1, junio.
- Fountas, S. (2001), “The relationship between inflation and inflation uncertainty in the UK: 1885-1998”, *Economics Letters*, n°74, p.77-83.
- Fountas, S., Karanasos, M. y Kim, J. (2006), “Inflation uncertainty, output growth uncertainty and macroeconomic performance”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n°68, p.319-343.
- Fountas, S. (2010), “Inflation, inflation uncertainty and growth: Are they related?” *Economic Modelling*, n°27, p.896-899.
- Mendieta P. Y Rodriguez 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%20PMedieta%20HRodriguez.pdf>.
- Evans, M. (1991), “Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty”. *Journal of Money, Credit and Banking* 23 (2), pp. 169-184.
- Fisher, S. (1981), “Towards and Understanding the Costs of Inflation: II”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 15, pp. 5-32.
- Friedman, Milton(1977), “Nobel Lecture: Inflation and Unemployment”. *Journal of Political Economy* 85(3), pp. 451-472.
- Golob, J. (1994), “Does Inflation Uncertainty Increases whit the Inflation?”. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* (3rd Quarter), pp. 27 38.

- Grier, K. y M. Perry (1998), “On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries”. *Journal of International Money and Finance* 17 (4), pp. 671-689.
- Grier, K. y Perry, M. (2000), “The effects of real and nominal uncertainty on inflation and output growth: some Garch-M evidence”, *Journal of Applied Econometrics*, nº15, p.45-58.
- Glosten, L.R., Jagannatan, R. Y Runkle, D.E. (1993), On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, **48**, 1779-801.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Holland, A. (1995), “Comment on Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty”. *Journal of Money, Credit, and Banking* 27, pp. 827-837. 13.
- Holland, A. Steven, (1992), “Inflation and uncertainty: tests for temporal ordering,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 2, pg. 827-837.
- Humerez, Julio, (2004), “Reexaminando el desalineamiento del tipo de cambio real en Bolivia”, UDAPE. Bolivia.
- Johnson, CH. (2002), “Inflation Uncertainty in Chile: Asymmetries and the News Impact Curves”. *Revista de Análisis Económico* 17 (1), pp. 3-20.
- Loria Eduardo (2007), “*Econometría con Aplicaciones*”. Facultad de Economía, UNAM
- Loria E., Torres D. y García M. (2009), “La Metodología del VAR Cointegrado, Un Modelo de Crecimiento Económico para México, 1988-2007”, Facultad de Economía. UNAM.
- Nelson, D.B. (1991), Condicional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica* 59(2), 347-70.
- Okun, A. (1971), “The mirage of steady inflation”, *Brooking Papers on Economic Activity*, nº2, p.485-498.
- Orellana, W. Y J. Requena (1999), “Determinantes de la Inflación en Bolivia”, *Revista de Análisis del Banco Central de Bolivia* Vol. 2 No. 2.
- Rocabado, P (2009), “Inflación e Incertidumbre Inflacionaria: Un Análisis para la Economía Boliviana 1937-2009”, Documento de defensa de Tesis UMSA.
- Sánchez A., Loria E. y Salgado U. (2009), “New evidence on the monetary approach of exchange rate determination in Mexico 1994-2007: A cointegrated SVAR model”, *Journal of International Money and Finance*, pp.1-16.
- Sánchez, A., Mendez, J. y Perrotini, I. (2010), “Política macroeconómica y fuentes de las fluctuaciones de los tipos de cambio en México 1995-2006: Un modelo SVAR con restricciones de largo plazo”, Facultad de Economía, UNAM.
- Schwert, W. (1989), “Stock Volatility and Crash of ‘87”, *Review of Financial Studies*, **3**, 77-102.

