

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES ESCUELA DE ECONOMÍA

Inflación e Incertidumbre inflacionaria en el Perú

Descripción breve

La inflación es un tema de interés permanente en la organización social, que se asocia no sólo a los severos efectos desfavorables que genera en los mercados, sino que también es de gran interés en el debate científico con relación a la validez y relevancia de sus determinantes en el tiempo y la adopción de acciones oportunas. Este estudio aborda la segunda consideración.



AUTORES

Vicente Santos Cielo

Condori Quispe Felipe

Contreras Vizcarra Jorge

Silvestre Valdivia Isaac

PROFESOR MENTOR

Rafael Caparó Coronado

COEDICIÓN Y COORDINACIÓN

Victor Echevarría Alvarado

Edith Rosas López

REVISIÓN COMITÉ DE CALIDAD

Jorge W. Rosas Santillana

Mónica Vega Arana

Víctor Chang Rojas

Luis Peralta Letiche

Lima, 2021

“Inflación e incertidumbre inflacionaria en el Perú”

"Inflation and inflationary uncertainty in Peru"

RESUMEN

En el presente documento de investigación se elabora un estudio empírico en relación a la conexión existente entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria en el Perú, bajo las hipótesis de Friedman (1977) y Ball (1992) y la de Cukierman y Metzler (1986). Hemos tomado como base una investigación previa realizada por Sánchez, J y Núñez, R. (2008) “Reciprocidad entre la incertidumbre y el comportamiento de la inflación en el Perú”, pero añadiendo una extensión respecto al periodo. Se utiliza una data correspondiente a la Variación porcentual del IPC que data de 1950-2018 obtenida del BCRP.

En la primera hipótesis se habla de que una alta tasa de inflación genera una alta incertidumbre sobre la inflación, mientras que en la segunda hipótesis se habla que ante un incremento de la incertidumbre también aumenta la inflación promedio.

Para este trabajo se recurre a los modelos EGARCH y TGARCH, además de la aplicación del Test de Chow, para evaluar los quiebres estructurales.

Como resultados tenemos que se acepta la hipótesis de Friedman (1977) y Ball (1992). Luego de realizar los modelos, se concluye en la aceptación de la hipótesis planteada por Friedman (1977) y Ball (1992), la cual nos dice que un mayor nivel de inflación mensual genera una mayor incertidumbre inflacionaria, y con mayor relevancia en aquellos períodos con hiperinflación.

Palabras Clave: Inflación, incertidumbre, asimetría.

ABSTRACT

In this research document an empirical study is elaborated in relation to the connection between inflation and inflationary uncertainty in Peru, under the hypotheses of Friedman (1977) and Ball (1992) and that of Cukierman and Metzler (1986). We have taken as a basis a previous research carried out by Sánchez, J and Núñez, R. (2008) “Reciprocity between uncertainty and the behavior of inflation in Peru”, but adding an extension with respect to the period. A data corresponding to the percentage change in the CPI from 1950-2018 obtained from the BCRP is used.

In the first hypothesis it is said that a high rate of inflation generates a high uncertainty about inflation, while in the second hypothesis it is said that when uncertainty increases, average inflation also increases.

For this work, the EGARCH and TGARCH models are used, in addition to the application of the Chow test, to evaluate structural breaks.

As results we have that the hypothesis of Friedman (1977) and Ball (1992) is accepted. After making the models, we conclude on the acceptance of the hypothesis proposed by Friedman (1977) and Ball (1992), which tells us that a higher level of



monthly inflation generates greater inflationary uncertainty, and with greater relevance in those periods. with hyperinflation.

Key Words: Inflation, uncertainty, asymmetry.

INTRODUCCIÓN

La inflación en el Perú ha transcurrido por varias etapas según las características del esquema de gobierno, así como por el desenvolvimiento de la misma actividad económica, siendo el esquema de gobierno el factor que presenta mayor preponderancia a la hora de explicar los procesos inflacionarios en el país, tal es el caso de los períodos 1985 – 1990 y 1990-1995, etapa por donde ocurre el llamado “fujishock” y como veremos más adelante, ocurrirán complicaciones cuando se comprueban los quiebres estructurales

El presente estudio consideró la variación porcentual del IPC de Lima metropolitana como la variable que explique el comportamiento de la inflación en el Perú. El período de análisis abarca desde febrero de 1950 hasta diciembre del 2018. Asimismo, se analizó la serie por etapas a fin de determinar posibles quiebres estructurales en la misma, así como comprobar la condición de estacionariedad de la variable.

El problema

Los cambios en la inflación y en la incertidumbre inflacionaria, son conceptos totalmente diferentes y pueden tener efectos muy relevantes en la economía peruana. Altos niveles de inflación generan un aumento en la incertidumbre inflacionaria, es por eso que en este sentido analizaremos **¿Qué relación estrecha existe entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria en diferentes etapas económicas del país desde 1950-2018?**, tomando como base a Friedman, Ball, Cukierman y Meltzer.

Bajo esta perspectiva interesa el siguiente objetivo:

- Explicar la relación entre la tasa de inflación y la incertidumbre inflacionaria en el Perú.

Para su logro también se han estructurado los siguientes objetivos específicos:

- Desde el enfoque de Friedman y Ball, explicaremos la relación entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria en el Perú.
- Bajo el enfoque de Cukierman y Meltzer, vamos a explicar la relación entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria

Consideramos que el logro del objetivo propuesto se habría de establecer que.

- La relación entre la tasa de inflación y la incertidumbre inflacionaria en el Perú es positiva.

Y que según los enfoques de Friedman (1977) y Ball (1992), y por Cukierman y Metzler(1986), se podrá establecer que:

- Una alta tasa de inflación genera mayor incertidumbre inflacionaria en el Perú en un periodo de 1950-2018.
- Un incremento de la incertidumbre inflacionaria, también incrementará la inflación óptima del Perú.

Limitaciones

Algunas limitaciones previas para el presente trabajo de investigación fueron:

- Para el periodo que abarca los años 90 se utilizó una corrección estadística para poder modelar dicho periodo.

Estudios relacionados

- Engle, Robert (2001).The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics.This is a natural choice, because applied econometricians are typically called upon to determine how much one variable will change in response to a change in some other variable.
- Bollerslev, T., (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, Journal of Econometrics.
- Novales A.(2013), “Modelos ARCH univariantes y multivariantes”.
- Klein (1977) y Khan (1977) estudian el impacto de la incertidumbre inflacionaria en la demanda de dinero.
- Cukierman y Wachtel (1979) encuentran que la inflación y la incertidumbre inflacionaria tienen una relación positiva.
- Friedman (1977) y Ball (1992) plantean que una alta tasa de inflación genera mayor incertidumbre inflacionaria.

- Cukierman y Metzler (1986), presentan que un aumento en la incertidumbre inflacionaria sobre el dinero aumentará la inflación óptima promedio.

Otras publicaciones

Reciprocidad entre la incertidumbre y el comportamiento de la inflación en el Perú.

En esta investigación se abarca un estudio analítico en base a la relación de la inflación y la incertidumbre inflacionaria en el Perú, bajo las hipótesis de Friedman (1977) y Ball (1992) y la de Cukierman y Metzler (1986).

En la primera de ellas se establece que una alta tasa de inflación genera una alta incertidumbre sobre la inflación futura, mientras que Cukierman y Metzler nos dicen que un incremento en la incertidumbre inflacionaria originará que la inflación también aumente.

Luego de aplicar los modelos econométricos, se puede concluir del presente trabajo, que permiten dilucidar la relación entre la inflación y la incertidumbre, en diferentes etapas del proceso económico del país, verificando cuáles fueron las fases donde existió la predominancia de una u otra de las situaciones planteadas, para lo cual se recurre a los modelos con Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva (ARCH).

Al tratar de caracterizar la relación entre la incertidumbre y la inflación mensual, se halló cuatro quiebres importantes en la serie mensual del Índice de precios (IPC) mediante el Test de Chow, los cuales son: junio 1976, agosto 1988, agosto 1990 y mayo 1993, lo que obedece a circunstancias económicas y políticas por las que atravesaba Perú en esos periodos. La utilidad de este documento radica en obtener indicios que puedan explicar los acontecimientos que estuvieron asociados a la verificación de las hipótesis, para que la autoridad monetaria pueda tenerlo a consideración.

- Sánchez, JeanC. y Nuñez, Roy H. (2008), *“Reciprocidad entre la incertidumbre y el comportamiento de la inflación en el Perú”*.

Inflación e incertidumbre inflacionaria, un estudio aplicado con datos regionales españoles.

Se estudia la relación de causalidad que puede existir entre inflación e incertidumbre inflacionaria, empleando datos regionales españoles para el periodo 1978-2010.

En este paper también se habla sobre los conocimientos de Friedman y Cukierman y Meltzer, con respecto a Friedman; en su trabajo colocó de manifiesto que elevadas tasas de inflación podrían generar una notable incertidumbre nominal y esta última afecta negativamente el crecimiento del ingreso, mientras que la hipótesis de Cukierman-Meltzer se va por un lado positivo, donde la incertidumbre produce un efecto positivo de la incertidumbre en el nivel medio de inflación.

Se utiliza un procedimiento de dos etapas en el que inicialmente se genera una variable de incertidumbre a partir de la volatilidad condicional predicha por modelos ARMA-GARCH estimados sobre datos de inflación regional y en la segunda etapa se aplican distintas versiones del contraste de causalidad de Granger.

En cuanto a la metodología econometrica que se usaron para probar la existencia de relación causal, se suele acudir al contraste de Granger (1969), en lo que se ha dado en llamar análisis en dos pasos (two-step approach), o se puede modelar la inflación y la incertidumbre inflacionaria estimando modelos GARCH-in-mean. Los resultados que se obtuvieron ponen en evidencia que existe relación causal positiva entre inflación e incertidumbre . Además, se comprueba una relación causal negativa entre la incertidumbre e inflación.

- Nuñez, J. Anibal (2013), *“Inflación e incertidumbre inflacionaria, un estudio aplicado con datos regionales españoles”*.

Inflación e incertidumbre inflacionaria en países selectos de América Latina

Es aquella relación de retroalimentación planteada bajo la inflación e incertidumbre inflacionaria con respecto a seis economías latinoamericanas, en el periodo de 1960-2018.

Un régimen monetario, dado en Bretton Woods, fue acordado en 1994 donde se establecieron diversos conjuntos monetarios en los que se buscaba restringir las capacidades de dichas autoridades monetarias que buscaban influir en la evolución de los diversos agregados macroeconómicos.

Cuando no se pudo garantizar dentro de la economía estadounidense la convertibilidad de los dólares en oro a la paridad fija es cuando cae el sistema de Bretton Woods. La principal causa que se dio dentro de la corriente ortodoxa era hacia las presiones inflacionarias que eran dadas por las políticas monetarias y fiscales expansivas.

Estableciéndose en 1997 un marco sobre el cómo la inflación pudo haber causado algún tipo de incertidumbre inflacionaria, esto provocaba a que las decisiones sean ineficientes por lo que disminuye el crecimiento económico. Para Cukierman y Meltzer eso sugirió una incertidumbre, dada en 1986, en el que la inflación se generaba y a su vez un menor crecimiento económico.

La incertidumbre se dio bajo el cálculo de la volatilidad condicional estimada del modelo GJR-GARCH-M. Esto daba a conocer que el cumplimiento de la hipótesis de Friedman-Ball para la mayoría de las economías latinoamericanas, comprobando así la hipótesis de hipótesis de Cukierman-Meltzer para los países de Bolivia, de Paraguay y México, en la identificación de un mayor impacto de los choques positivos en la incertidumbre inflacionaria. Además, debido a la adopción del régimen de metas de inflación (MI), se evidencia empíricamente de que la volatilidad disminuyó en las economías que implementaron este régimen.

- Rosas, Eduardo (2019), *“Inflación e incertidumbre inflacionaria en países selectos de América Latina”*

Efectos asimétricos de shocks de inflación en incertidumbre inflacionaria en Bolivia 1990 – 2013

En el artículo se evalúa cuál ha sido la evolución dentro de la inflación originada en Bolivia del periodo de 1990-1 hasta 2013-3, presentando en sí evidencia a favor de la hipótesis dada por Friedman y Ball.

Esto nos dice que una tasa alta de inflación crea mayor incertidumbre sobre los niveles futuros de inflación y en menor medida también se acepta la hipótesis de Cuckierman y Metzler la cual nos dice que un incremento en la incertidumbre inflacionaria, aumentando la óptima promedio, sin embargo se rechaza la hipótesis de Holland, Grier y Perry para el caso boliviano ya que no hay evidencia suficiente para decir que existe una relación inversa entre la incertidumbre inflacionaria y la tasa de inflación, bajo este punto se debería de suponer que la dirección de causalidad va de la incertidumbre hacia el nivel de inflación.

Lo que presupone que la dirección de causalidad va de la incertidumbre hacia el nivel de inflación, entonces con todo lo mencionado, se muestra la evidencia de que los shocks de inflación positiva provocan un impacto mayor de los negativos sobre aquella incertidumbre inflacionaria, teniendo tendencia decreciente en el tiempo.

- Benigno, Claurea y Caballero, Rolando (2015), *“Efectos asimétricos de shocks de inflación en incertidumbre inflacionaria en Bolivia 1990-2013”*.

Incetidumbre financiera e inflación: el impacto en América Latina

En el año 2008 José Machinea y Oswaldo Kacef estudiaron las características del contexto internacional que se manifiesta en altas volatilidades de los mercados financieros. En dicho contexto internacional, el mercado se caracterizaba por una gran incertidumbre, que se manifestaba en la elevada volatilidad de los mercados financieros. Se esperaba que una recesión o desaceleración en la economía de países industrializados como Estados Unidos, Europa y Japón, tenga repercusiones reales y financieras en los países emergentes como Latinoamérica y El caribe.

Previeron que el nivel de impacto iba a ser menor en estas economías, ello dado gracias a la menor vulnerabilidad conseguida en años anteriores, pero que se iba a dar de distinta manera en las diferentes economías de esta región. La incertidumbre financiera y la crisis hipotecaria de Estados Unidos más la inflación generó una desaceleración en el crecimiento de los países desarrollados y un incremento del costo de financiamiento de los países en desarrollo.

Aunque América Latina y el Caribe eran menos vulnerables a choques externos que en el pasado, hubo costos importantes. Estos costos variaron entre los países, dependiendo de la importancia de las remesas y la magnitud y características de los bienes exportados a los países desarrollados. A ello se le agregó el impacto de los mayores precios sobre la pobreza y sobre la tasa de inflación que puso presión sobre los bancos centrales de la región. Con los datos estudiados predijeron un mayor impacto para el 2009.

- Machinea, José L. y Kacef, Oswaldo (2008), *“Incertidumbre financiera e inflación: el impacto en América Latina”*.

Incertidumbre, crecimiento del producto, inflación y depreciación cambiaria México: evidencia de modelos Garch Multivariados.

En este working paper se realiza un análisis empírico sobre la relación de las medias y las varianzas condicionales de las tasas de crecimiento de producto, depreciación cambiaria e inflación de México. En países en desarrollo como México, el tipo o tasa de cambio es una variable muy importante para la política económica. Un aspecto muy importante se refiere a la volatilidad e incertidumbre cambiaria y su interacción con la actividad económica real.

En este artículo se utiliza un modelo multivariado de heterocedasticidad condicional GARCH-M para probar la presencia de algunos efectos que tienen unas variables sobre otras. Utilizan datos mensuales de México para el periodo 1993-2009. Se obtienen resultados que apoyan o evidencian la existencia de una relación positiva entre la tasa de depreciación cambiaria y su volatilidad, también se muestra un efecto negativo de la incertidumbre cambiaria sobre la tasa de crecimiento del producto.

En el periodo estudiado no se encontró evidencia de que las depreciaciones cambiarias aumenten el crecimiento del producto, tampoco hay evidencia sobre que la incertidumbre inflacionaria tenga un efecto negativo en el crecimiento del producto y que aumenta la tasa de inflación. También se encuentra que la incertidumbre del crecimiento no incrementa la media de la tasa de inflación o del crecimiento del producto. Hay evidencia de que la incertidumbre cambiaria aumenta la tasa de inflación y que tasa de inflación mayores se hacen menos predecibles.

- Cermeño, R. y Oliva, B. (2010), *"Incertidumbre, crecimiento del producto, inflación y depreciación cambiaria en México: Evidencia de modelos GARCH multivariados"*.

La relación de retroalimentación entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria

Bajo este punto se quiere estudiar la interacción que hay dentro de la retroalimentación dadas por la inflación e incertidumbre inflacionaria, estimándose en sí aquellos efectos asimétricos que muestran las buenas y malas noticias en la decisión de la varianza condicional de la inflación, de la misma manera se quiere estudiar la interacción de retroalimentación entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria, estimándose en sí los efectos asimétricos que muestran las buenas y malas noticias en la decisión de la varianza condicional de la inflación; así como el efecto que ha tenido la adopción del régimen de metas de inflación (MI) en atenuar la incertidumbre inflacionaria.

Bajo estos puntos se requiere enfocarnos en 2 conjuntos de economías: i) la zona latinoamericana (Colombia, México, Perú y Uruguay) y la zona del Sudeste Asiático (Corea del Sur, Filipinas, Indonesia y Tailandia).

La prueba empírica muestra el cumplimiento de la conjetura de Cukierman y Meltzer para México, Perú, Uruguay, Corea del Sur, Filipinas, Indonesia y Tailandia; en tanto que el cumplimiento de la premisa de Friedman y Ball se enseña en Colombia, México, Perú, Uruguay, Filipinas y Tailandia.

La presente averiguación busca conceder prueba sobre 3 temas que siguen siendo debatibles y que muestran diferencias significativas en su concepción. El primer asunto es sobre la causalidad que existe entre el grado de la inflación y la incertidumbre inflacionaria, y el símbolo con que estas se determinan entre sí. El segundo trata sobre la correcta aproximación de la volatilidad de la inflación, y que se ha logrado estimar por medio de modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva generalizada y sus diferentes especificaciones. Al final, el tercero se refiere al efecto que ha tenido la adopción del régimen de metas de inflación (MI) en atenuar la incertidumbre

- Rosas E., Baltazar J., Lapa J. (2020). "*Relación de retroalimentación entre la inflación y la incertidumbre inflacionario* "

Inflación e incertidumbre inflacionaria en Bolivia

Este artículo estima un modelo de inflación GARCH-M para Bolivia e investiga sus colaboraciones con las medidas de la incertidumbre inflacionaria resultantes.

Según índices oficiales diversos, los primordiales hallazgos son los próximos: tanto la inflación como la incertidumbre inflacionaria han disminuido a un ritmo constante entendidos en este lapso, la inflación tiene un impacto positivo e importante en la incertidumbre, lo que apoya las conjeturas formuladas por separado por Friedman y Ball podría minimizar la incertidumbre inflacionaria al minimizar la tasa de inflación.

Gracias a sus vivencias con fluctuaciones de costos drásticas, la situación de Bolivia se presta para hacer un escrutinio meticuloso sobre la forma en que la inflación y la incertidumbre inflacionaria se han afectado y reforzado mutuamente en el lapso de la historia. La finalidad del presente artículo es establecer la naturaleza de la interacción entre la inflación y la incertidumbre. Si se determina que la inflación efectivamente perjudica la incertidumbre, entonces las autoridades monetarias podrían tener en cuenta la probabilidad de llevar a cabo políticas que mantengan a raya la inflación para lograr minimizar la incertidumbre sobre los costos futuros.

- Bojanic Antonio N.(2013), *“Relaciones con las medidas en la incertidumbre inflacionaria resultante”*

La inflación y la incertidumbre inflacionaria

La variabilidad es usualmente tomada como un proxy de la inflación. La variabilidad inflacionaria, es un proceso 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, y se calcula como la desviación de los valores de la tasa de inflación. Esto puede asociarse a la varianza de la serie en un período de tiempo. Si tal varianza es muy grande, no significa que la tasa de inflación sea lado, la incertidumbre es un concepto ex ante y subjetivo, que depende Como lo expone Evans mucha incertidumbre a pesar de que la inflación sea

poco volátil. Los primeros trabajos sobre la incertidumbre inflacionaria asumían que ésta se correlacionaba directamente con la variabilidad de la inflación. Klein (1977) y Khan (1977), los cuales indagan sobre el impacto de las medidas de la variabilidad como indicadores de la incertidumbre sobre la inflación.

Estos trabajos, basándose en los hallazgos de Okun (1971), asumían que una mayor tasa de inflación se relaciona con una mayor varianza de la inflación y, por tanto, una mayor incertidumbre acerca del nivel de precios. Se han empleado diversas metodologías para evaluar el nivel de incertidumbre y utilizada por Cukierman y Wachtel (1982), quienes tomaron el error cuadrático verificaron si la incertidumbre guardaba alguna relación con el nivel de la inflación. mayores niveles de inflación están asociados a una mayor incertidumbre inflacionaria. La segunda metodología, utiliza algún tipo de modelo econométrico para aproximarse al tema de la incertidumbre inflacionaria, es decir se trata de estudiar el problema en cuestión ajustándose un modelo econométrico (univariante o que permiten identificar el proceso estocástico a través del cual se generan dichas heterocedasticidad condicional autorregresiva (ARCH), donde se asume un proceso estocástico con varianza no constante (sino más bien heterocedástica), varianza condicional que constituye una aproximación de la incertidumbre del proceso inflacionario considerado.

Consecuencias de la inflación y la incertidumbre inflacionaria.

Según Friedman lo que importa no es la inflación, sino la inflación no anticipada. Esta estuvo expuesta por Bailey y representada por Toward en 1971, donde el nivel de la inflación conlleva a un costo social. Toward señalaba que la inflación tenía un costo social, ya que era ineficiente porque los recursos eran utilizados para economizar el dinero, reduciendo así el excedente del consumidor.

Fisher resaltó la existencia de costos de menú y de los costos de recomposición de portafolio, estando asociado el primero con agentes que tenían que remarcar los precios y para el segundo se determinaba que los ahorrantes se asociaron en forma de capital ante una inflación. También destacó que los costos no eran tan pequeños ante las inflaciones menores al 5% para las economías adaptadas a la inflación.

Para muchos economistas, estos costos son más grandes en términos de pérdida de producto que los anteriores, Friedman y Ball exponen la hipótesis de que mayores niveles de inflación crean mayor incertidumbre sobre los niveles futuros de inflación. Friedman plantea que existe una correlación positiva entre las tasas de inflación y la incertidumbre de dichas tasas en el futuro y argumenta que la causalidad va desde la inflación a la incertidumbre.

Se hace énfasis en que una mayor volatilidad de la inflación distorsiona los precios relativos mermando el poder informativo que tienen los precios para coordinar la actividad económica. Para Friedman sólo una inflación impredecible tendrá efecto sobre las variables reales de la economía.

METODOLOGÍA

MODELOS DE HETEROCEDASTICIDAD CONDICIONAL AUTORREGRESIVA (ARCH, GARCH, EGARCH, TGARCH)

Nos disponemos al artículo publicado por Robert Engle en 1982, donde hasta ahora se poseía el supuesto de que los modelos tenían homocedasticidad, Engle muestra una totalmente nueva clase de modelos capaces de describir esos períodos de alta volatilidad con esos de relativa volatilidad, dichos períodos acostumbran manifestarse en la evolución de ciertos fenómenos económicos, la volatilidad pasada explica la volatilidad futura.

Modelo AR(q):

$$Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^q a_j * Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

En el caso que la varianza condicional fuese una variable que se da en el tiempo esta sigue con una composición ARCH (q), siendo explicada por cuadrados de sus residuos para lograr la siguiente forma.

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j * \varepsilon_{t-j}^2 + v_t$$

Donde “vt” es ruido blanco y las condiciones que garantizan la estabilidad del modelo son:

$$\alpha_0 > 0, \alpha_j \geq 0, \sum_{j=1}^q \alpha_j < 1$$

Bollerslev en 1986 hizo una extensión del trabajo original y lo generalizó como GARCH(p,q), en donde se incluyen los valores retardados de la varianza:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j * \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i * \sigma_{t-i}^2$$

Las nuevas condiciones:

$$\alpha_0 > 0, \alpha_j \geq 0, \beta_i \geq 0$$

$$\sum_{j=1}^q \alpha_j + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$$

En el año 1986 Engle, Lilien y Robins extendieron el modelo GARCH al GARCH-in-Mean que incorporaba la desviación típica heterocedástica.

$$y_t = \rho_0 + \sum_{l=1}^n \rho_l * y_{t-l} + \sum_{h=1}^n \theta_h * \sigma_{t-h}^2 + \varepsilon_t$$

Nelson (1991) propuso una nueva extensión de los modelos GARCH el cual era llamado modelo exponencial GARCH (EGARCH (p,q)), este es el que modeliza el logaritmo de la varianza condicional y también evidencia el efecto diferenciado de los shocks positivos y negativos.

$$\log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i * \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{q=1}^q \alpha_q \left[\frac{\varepsilon_{t-q}}{\sigma_{t-q}} \right] + \sum_{k=1}^r \gamma_k * \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}}$$

Lo que se busca con este tipo de modelos es modelizar el logaritmo de la volatilidad, ya que no es necesario imponer restricciones de no negatividad, además son capaces de representar su comportamiento asimétrico de la volatilidad por la variable Y_k .

Otra variante de los GARCH sería el modelo Threshold GARCH (TGARCH (p,q)) que fue introducido por Glosten, Jaganathan y Runkle (1993) y Zakoïan. El modelo busca ver cuáles son los efectos asimétricos de los shocks que hemos encontrado en la varianza condicional, pues al evaluar si aquellas innovaciones por lo esperado llegan a tener un efecto sobre aquella varianza, pues este es distinto del que tendrían menores innovaciones que las esperadas, esto es equivalente a considerar una variable dicotómica para darse cuenta de los comportamientos diferentes que hay en la varianza condicional ante diferentes errores.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i * \sigma_{t-i}^2 + \sum_{q=1}^q \alpha_q * \varepsilon_{t-q}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k * \varepsilon_{t-k}^2 * \delta_{t-k}$$

Dónde: $\delta_{t-k} = 1$ si $t-k < 0$ y $\delta_{t-k} = 0$ en todos los demás casos.

El impacto de las noticias es asimétrico. Lo bueno es $t-k > 0$ y lo malo $t-k < 0$ tienen un impacto de diferente magnitud, las malas noticias teniendo mayor impacto.

TEST DE CHOW

El test de Chow es un contraste estadístico que sirve para detectar cambios estructurales en una serie de tiempo, lo que genera que las variables dejen de ser constantes rompiéndose uno de los principios básicos del modelo de regresión lineal

El modelo de regresión asociado a la existencia de cambio estructural es:

$$\begin{aligned} y_i &= \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_p x_{pi} + \varepsilon_i & i = 1, \dots, n_1 \\ y_i &= \beta_0^* + \beta_1^* x_{1j} + \beta_2^* x_{2i} + \dots + \beta_p^* x_{pi} + \varepsilon_i & i = n_1 + 1, \dots, n \end{aligned}$$

con $\beta_i \neq \beta_i^*$

para alguna $i = 1, 2, 3, \dots, p$, y $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ por lo que las hipótesis de

$$\begin{aligned} H_0 &: (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p) = (\beta_0^*, \beta_1^*, \beta_2^*, \dots, \beta_p^*) \\ H_1 &: (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p) \neq (\beta_0^*, \beta_1^*, \beta_2^*, \dots, \beta_p^*). \end{aligned}$$

pruebas asociadas a este modelo son

La estadística de la prueba Chow está dada por

$$F_c = \frac{(SCE - (SCE_{1n_1} + SCE_{2n_1})) / (p + 1)}{(SCE_{1n_1} + SCE_{2n_1}) / (n - 2(p + 1))} \sim F_{p+1, n-2p-2}$$

Criterio de Información Akaike (AIC)

El criterio de información de Akaike es una medida de bondad de ajuste del modelo

estadístico. Se puede afirmar que este criterio describe la relación entre el sesgo y la varianza en la construcción del modelo.

Este criterio de información no es una prueba del modelo, al contrario, es un medio para comparar entre varios modelos para una futura selección.

Se dice que un modelo es el mejor siempre que tenga el menor AIC.

Definición general del AIC:

$$AIC=2k-2\times\ln(L)$$

Donde:

- k : número de parámetros del modelo.
- $\ln(L)$ es la función de log-verosimilitud para el modelo estadístico.

Para los conjuntos de datos más pequeños, la AICc se aplica la corrección de segundo orden:

$$AICc=AIC+2k(k+1)/(N-k-1)=2\times N\times k/(N-k-1)-2\times\ln(L)$$

Donde:

- N es el tamaño de la muestra de datos.
- k es el número de parámetros del modelo

Criterio de Información Bayesiano / Schwarz (BIC/SIC)

El criterio de la información Bayesiana, también denominada Schwarz es aquella medida de bondad de ajuste del modelo estadístico, esta es utilizada como para un criterio en la selección de modelos entre un conjunto finito de estos, basándose en la función de la probabilidad logarítmica estando estrechamente relacionada con el criterio de información de Akaike.

En este modelo, al igual que AIC, BIC se introduce un término de penalización para

el número de parámetros en el modelo, pero la pena es mayor en la AIC

En general, el BIC es definido como:

$$BIC = k \times \ln n - 2 \times \ln(L)$$

Donde:

- k es el número de parámetros del modelo.
- $\ln(L)$ es la función de log-verosimilitud para el modelo estadístico. El modelo con el menor valor de BIC es preferido, ya que un BIC bajo implica un número menor de variables explicativas.

Debemos de tomar en cuenta que el BIC se puede utilizar para la comparación de los modelos que se están estimando, solo cuando los valores numéricos de las variables independientes llegan a ser idénticos para que así todas las estimaciones sean comparadas.

BIC ha sido ampliamente utilizado para la identificación del modelo en series de tiempo y la regresión lineal. Puede, sin embargo, se aplica muy ampliamente a cualquier conjunto de modelos basados en una máxima probabilidad.

Criterio de Información Hannan-Quinn (HQC)

En este caso en una medida de bondad de ajuste del modelo estadístico y frecuentemente se utiliza como un criterio para la selección del modelo entre los conjuntos finitos de modelos. Este no se basa en las funciones de log-verosimilitud está relacionado con el criterio de información de Akaike.

Para el AIC, cuando se introduce el HQC llega a ser un término de penalización para el total de parámetros en tal , siendo la pena mayor que uno en la AIC.

En general, el HQC se define como:

$$HQC = n \times \ln(RSS/n) + 2 \times k \times \ln(\ln n)$$

Donde:

- n es el número de observaciones.
- k es el número de parámetros del modelo.

- RSS es la suma residual de cuadrados que resultan del modelo estadístico.

En estos dos modelos que son estimados el modelo que tiene menor valor de HQC es preferido. Es importante tener en cuenta que el HQC puede ser utilizado para comparar los modelos estimados sólo cuando los valores numéricos de la variable dependiente son idénticos.

Función de verosimilitud (LLF)

Es aquella función en los parámetros de un modelo estadístico, pues lo que se busca es hallar la probabilidad de los parámetros del modelo dado algún resultado que ha sido observado, este suele ser igual a la probabilidad de los resultados dado el modelo y sus valores de modelo y de aquellos parámetros.

El término verosimilitud es generalmente el sinónimo de probabilidad para su uso estadístico.

En diversas aplicaciones que implican esto se requiere que las funciones de verosimilitud sean más aptas cuando se trabaje con términos del logaritmo natural de la función, siendo esta log-verosimilitud.

Todo esto se debe a que el log es una función monótona creciente, pues el logaritmo al ser aquella función monótona de forma creciente hace que el logaritmo alcance su máximo valor en los puntos de la propia función, es por ellos que el log-verosimilitud se puede utilizar en lugar de la probabilidad en la estimación de máxima probabilidad y todas las técnicas que están relacionadas.

La función de probabilidad para un modelo estadístico se describe como

$$L^* = \prod_{n=1}^N f(y_n | y_{n-1}, y_{n-2}, \dots, y_1, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$$

o

$$\ln L^* = \sum_{n=1}^N \ln f(y_n | y_{n-1}, y_{n-2}, \dots, y_1, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_k)$$

- L^* es la función de verosimilitud.
- $\ln L^*$ es la función de log -verosimilitud.
- $f()$ es la función de densidad de probabilidad condicional.
- $\ln f()$ es el logaritmo natural de la función de densidad de probabilidad condicional.
- Y_n es el valor de la serie de tiempo en el tiempo n .
- $Y_{n-1}, Y_{n-2}, \dots, Y_1$ son los valores asados de de la serie de tiempo en el tiempo n .
- $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_k$ son los parámetros del modelo estadístico.

En el caso de la función normal o Guassiana de densidad de probabilidad, la función de log-verosimilitud puede ser simplificada de la siguiente manera:

$$\ln L^* = \ln L(\mu, \sigma | Y_1, Y_2, \dots, Y_N) = -\frac{N}{2} \ln(2 \times \pi) - N \times \ln \sigma - \sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - \mu)^2}{2 \times \sigma^2}$$

- μ es la media de la distribución normal.
- σ es la desviación estándar de una distribución subyacente.
- N es el número de los valores observados en la muestra.

RESULTADOS

En primer lugar, hemos descargado las variaciones porcentuales mensuales del IPC de Lima metropolitana en la página del BCRP. Para este trabajo hemos realizado una ampliación, originalmente era desde 1950 hasta el 2008, siendo ahora hasta el mes de diciembre del año 2018.

	A	B
1	Fecha	Var
2	Feb 50	-1.22413911
3	Mar 50	0.12685254
4	Abr 50	-0.30406076
5	May 50	1.35973764
6	Jun 50	-0.30716496
7	Jul 50	0.29343945
8	Ago 50	-1.06374116
9	Set 50	0.25770485
10	Oct 50	4.63308283
11	Nov 50	1.24038473
12	Dic 50	1.03822778
13	Ene 51	2.89173202
14	Feb 51	-0.74805342
15	Mar 51	0.28142951
16	Abr 51	0.45171468
17	May 51	0.1569109
18	Jun 51	0.89604695
19	Jul 51	0.15527375
20	Ago 51	0.76192979
21	Set 51	0.63983499
22	Oct 51	0.39339268
23	Nov 51	0.79670166
Var porcentual IPC		+

805	Ene 17	0.2378431
806	Feb 17	0.3231714
807	Mar 17	1.3045582
808	Abr 17	-0.2580535
809	May 17	-0.423338
810	Jun 17	-0.1591988
811	Jul 17	0.1982858
812	Ago 17	0.6722256
813	Set 17	-0.01577
814	Oct 17	-0.4692452
815	Nov 17	-0.1972373
816	Dic 17	0.1568519
817	Ene 18	0.1274171
818	Feb 18	0.2502205
819	Mar 18	0.4871244
820	Abr 18	-0.1370731
821	May 18	0.0184552
822	Jun 18	0.3340582
823	Jul 18	0.382786
824	Ago 18	0.1317673
825	Set 18	0.1916816
826	Oct 18	0.0816835
827	Nov 18	0.122438
828	Dic 18	0.1817773
829		
Var porcentual IPC		+

Luego importamos la data al programa Rstudio con el siguiente comando:

```
1 library(readxl)
2 IPC <- read_excel("C:/Users/lenovo/Downloads/IPC.xlsx")
3 view(IPC)
```

Luego le aplicamos el test de CHOW para ver si el periodo a estudiar presenta quiebres estructurales.

```
sctest(modelo)
data: modelo
sup.F = 17.07, p-value = 0.001718
```

Como obtenemos un p-value menor a 0.05 se acepta la hipótesis que nos indica que el periodo presenta quiebres estructurales.

Identificamos los diferentes subperiodos del análisis (quiebres estructurales) que sabemos que existen gracias al test de Chow, utilizando el comando “**strucchange::breakpoints**”.

```
strucchange::breakpoints(precios~1)
```

Esta función nos indica lo siguiente:

```
> strucchange::breakpoints(precios~1)

      optimal 3-segment partition:

Call:
breakpoints.formula(formula = precios ~ 1)

Breakpoints at observation number:
382 506

Corresponding to breakdates:
1981(11) 1992(3)
```

Si bien el comando “**strucchange::breakpoints**” nos indica que debemos tener 3 segmentos con 2 puntos de quiebre, su **summary** nos indica que podemos extenderlo hasta 6 periodos con 5 puntos de quiebre, consideramos que desde el punto de vista económico es mejor, ya que será posible analizar de una manera más rigurosa cada periodo.

```
call:
breakpoints.formula(formula = precios ~ 1)

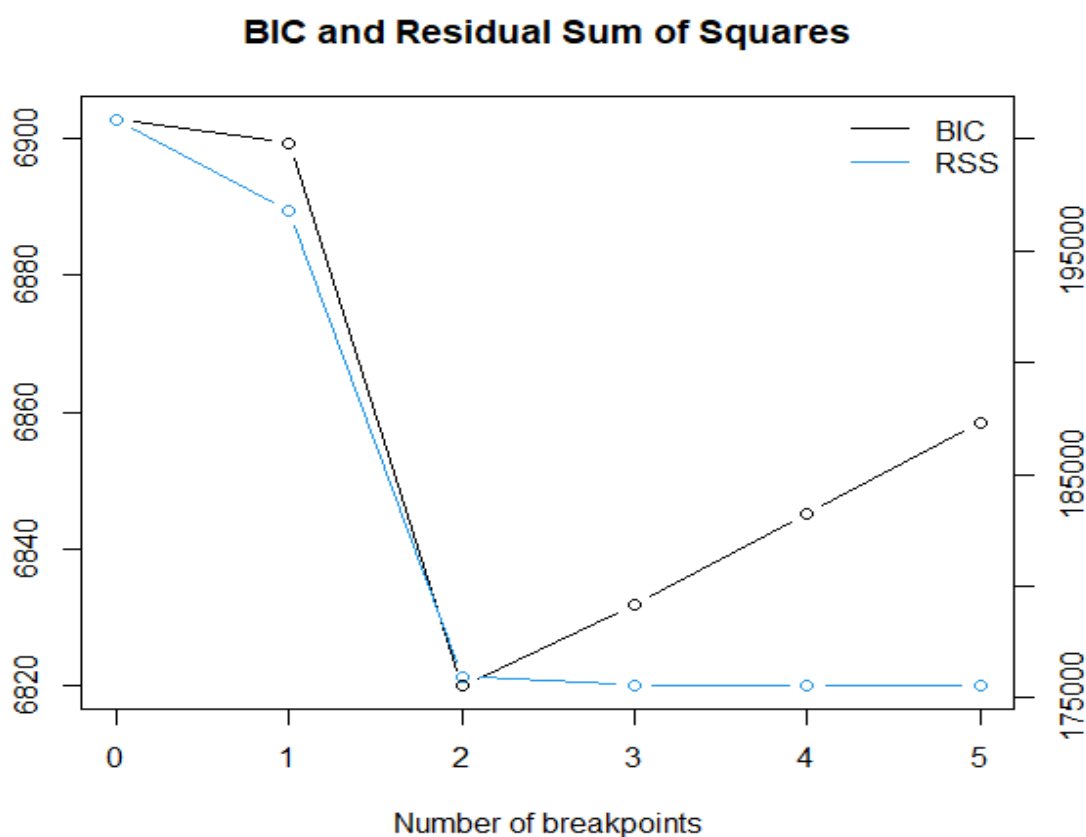
Breakpoints at observation number:

m = 1          520
m = 2        382 506
m = 3       259 383 507
m = 4       259 383 507 633
m = 5      131 259 383 507 633

Corresponding to breakdates:

m = 1          1993(5)
m = 2        1981(11) 1992(3)
m = 3       1971(8) 1981(12) 1992(4)
m = 4       1971(8) 1981(12) 1992(4) 2002(10)
m = 5      1960(12) 1971(8) 1981(12) 1992(4) 2002(10)

BP=strucchange::breakpoints(precios~1)
summary(BP)
```

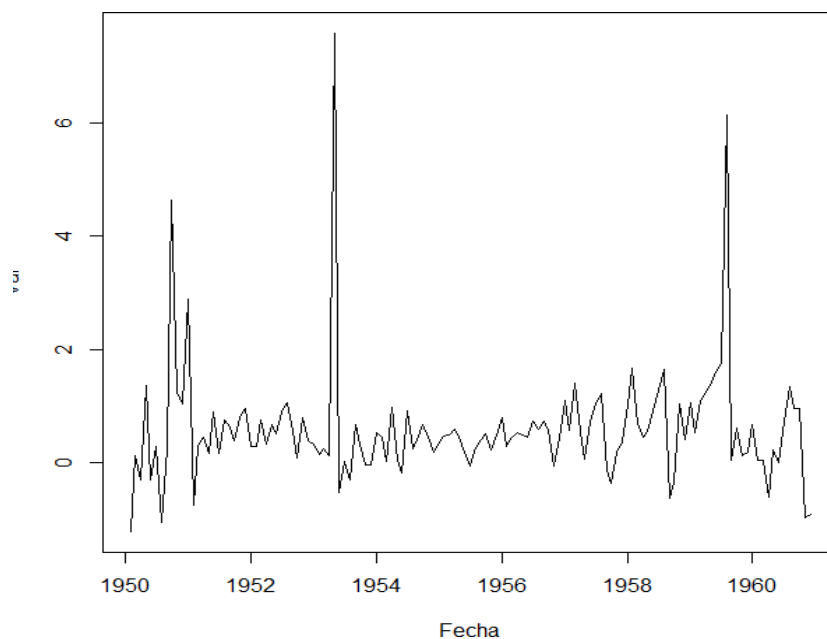


Luego, realizamos un **plot** para ver el comportamiento de la variable a través del tiempo, aplicando los quiebres que obtuvimos con el comando anterior.

```
plot(precios[1:131], type="l")
plot(precios[132:259], type="l")
plot(precios[260:383], type="l")
plot(precios[384:507], type="l")
plot(precios[508:633], type="l")
plot(precios[634:827], type="l")
```

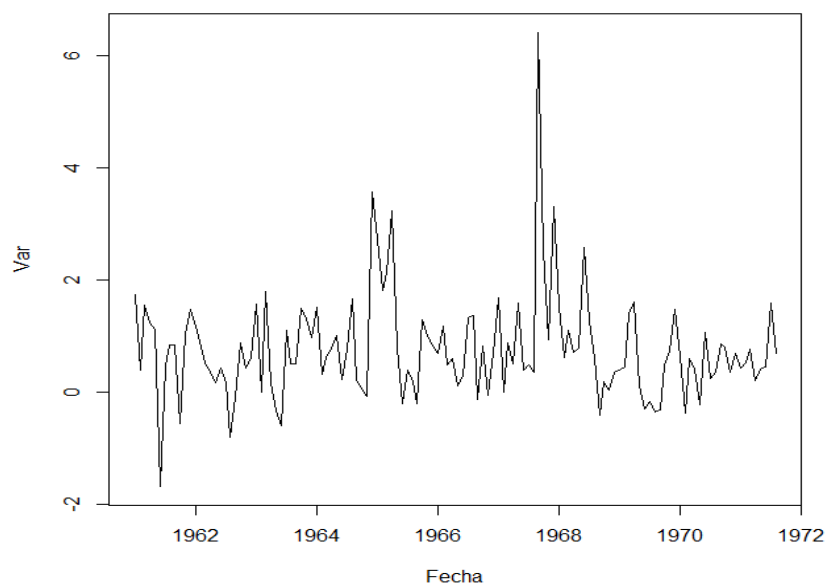
x11()

```
plot(IPC[1:131,], type="l")
```

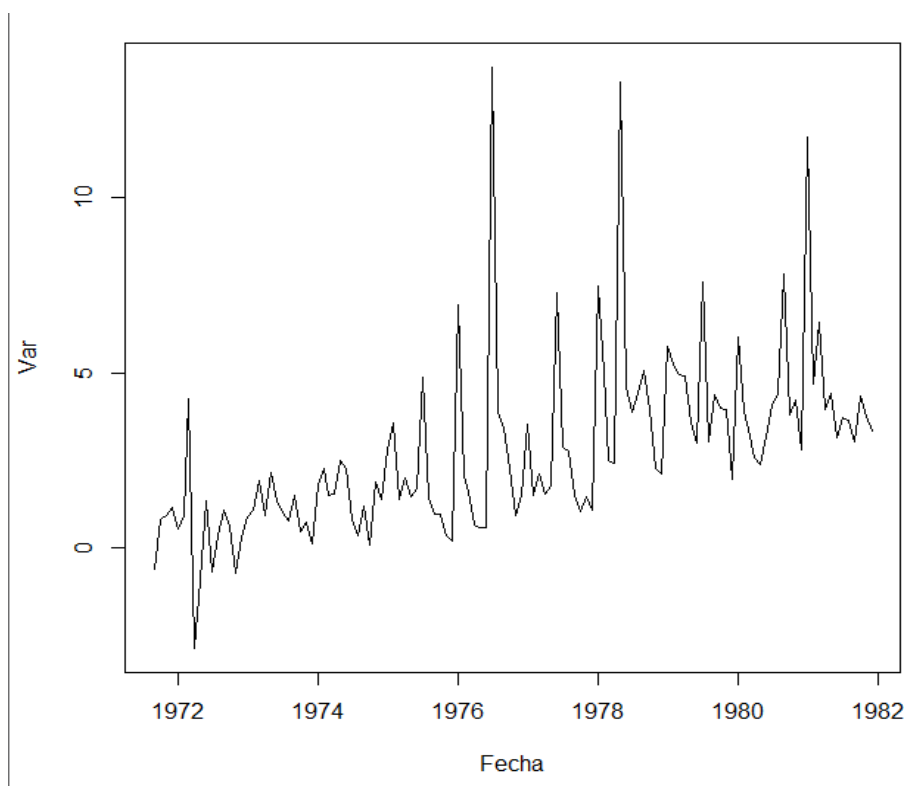


x11()

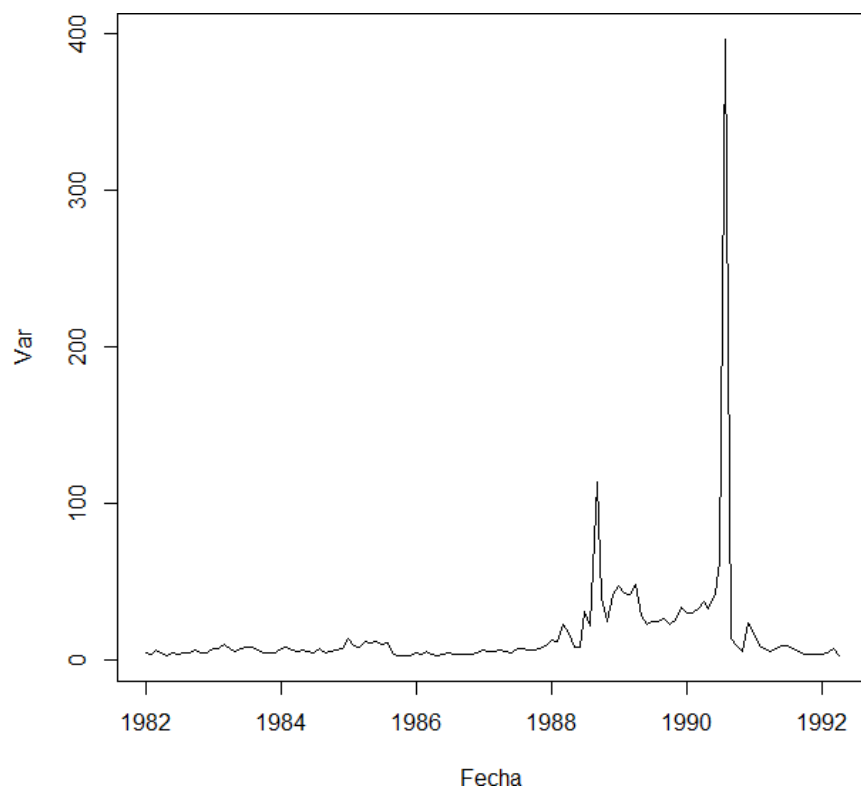
```
plot(IPC[132:259,], type="l")
```



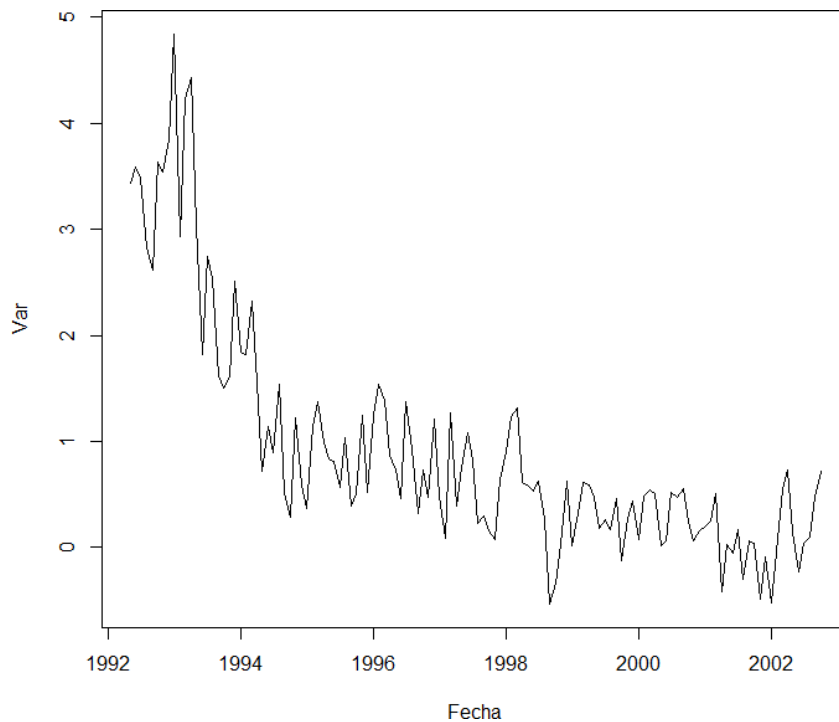
```
x11()  
plot(IPC[260:383,], type="l")
```



```
x11()  
plot(IPC[384:507,], type="l")
```

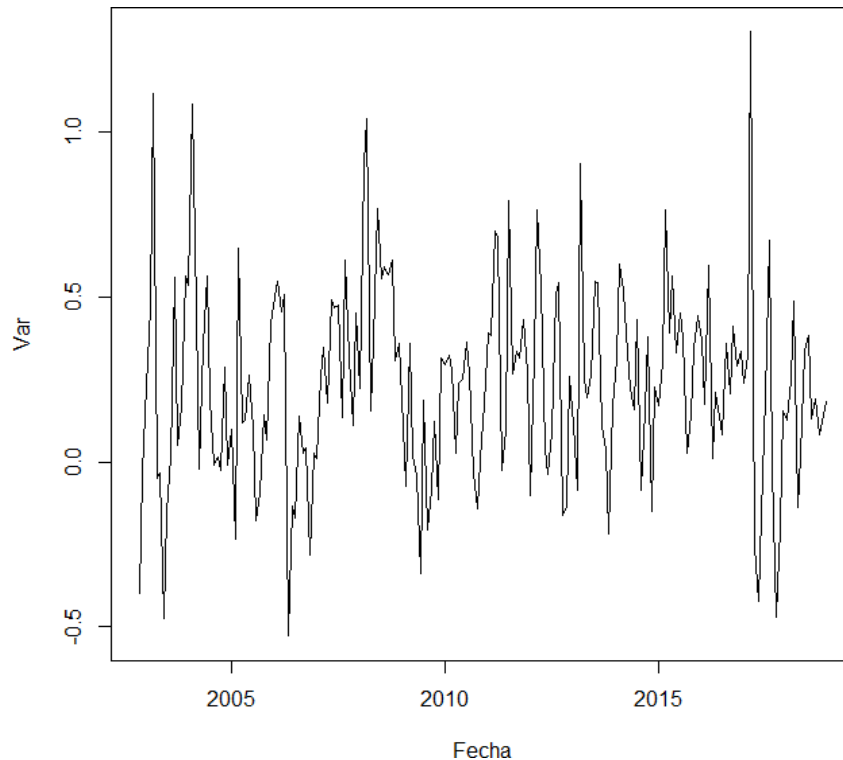


```
x11()
plot(IPC[508:633,], type="l")
```



```
x11()
plot(IPC[634:827,], type="l")
```

Modelamos los periodos con las respectivas especificaciones EGARCH o TGARCH,



según el comportamiento y los Criterios de Información (Information Criterion Statistics) en cada periodo identificado.

Modelos

Para el periodo 1, que comprende la data desde 02-1950 hasta el 12-1960, luego de evaluar todos los modelos, como resultado tenemos que el mejor EGARCH es el (2,3) según sus criterios de información.

```
x23=ugarchspec(variance.model = list(model="eGARCH", garchOrder= c(2,3)),  
mean.model = list(armaOrder= c(0,0)))
```

```
modelo1egarch23=ugarchfit(spec= x23, data=periodo1)  
modelo1egarch23
```

```
#Akaike    1.9644  
Bayes      2.1619  
Shibata    1.9558  
Hannan-Quinn 2.0447
```

Para el periodo 2, que comprende la data desde 01-1961 hasta el 08-1971, luego de evaluar todos los modelos, como resultado tenemos que el mejor modelo es un EGARCH es el (2,1)

```
x21=ugarchspec(variance.model = list(model="eGARCH", garchOrder= c(2,1)),  
mean.model = list(armaOrder= c(0,0)))
```

```
modelo2egarch21=ugarchfit(spec= x21, data=periodo2)  
modelo2egarch21
```

```
#Akaike    2.3903  
Bayes      2.5463  
Shibata    2.3847  
Hannan-Quinn 2.4537
```

Para el periodo 3, que comprende la data desde 09-1971 hasta el 12-1981, luego de evaluar todos los modelos, como resultado tenemos que el mejor EGARCH es el (2,2)

```
x22=ugarchspec(variance.model = list(model="eGARCH", garchOrder= c(2,2)),  
mean.model = list(armaOrder= c(0,0)))
```

```
modelo3egarch22=ugarchfit(spec= x22, data=periodo3)  
modelo3egarch22
```

#Akaike 4.3029
Bayes 4.4848
Shibata 4.2952
Hannan-Quinn 4.3768

Para el periodo 4, que comprende la data desde 01-1982 hasta el 04-1992, surge un problema debido a que en los años 90 en Perú ocurre lo que llamamos “Fujishock”. Como resultado de esto, el modelo EGARCH en su forma natural no converge, por lo que aplicamos una corrección llamada “**Hybrid**”. Llegando a la conclusión de que el mejor resultado entre un EGARCH y TGARCH es un modelo EGARCH es el (2,3) Dejamos a criterio del lector si desea usar este modelo eGarch con la corrección.

```
x=ugarchspec(variance.model = list(model="eGARCH", garchOrder= c(2,3)),
mean.model = list(armaOrder= c(0,0)))
modelo4egarch23=ugarchfit(spec= x, IPC[384:507, , drop = FALSE], solver =
'hybrid')
modelo4egarch23
#Akaike 6.3683
Bayes 6.5730
Shibata 6.3587
Hannan-Quinn 6.4514
```

Para el periodo 5, que comprende la data desde 05-1992 hasta el 10-2002, luego de evaluar todos los modelos, como resultado tenemos que el mejor EGARCH es el (1,1)

```
x11=ugarchspec(variance.model = list(model="eGARCH", garchOrder= c(1,1)),
mean.model = list(armaOrder= c(0,0)))
modelo5egarch11=ugarchfit(spec= x11,data= periodo5)
modelo5egarch11
# Akaike 2.0890
Bayes 2.2015
Shibata 2.0860
Hannan-Quinn 2.1347
```

Para el periodo 6, que comprende la data desde 11-2002 hasta el 12-2018, luego de evaluar todos los modelos, como resultado tenemos que el mejor EGARCH es el (2,1)

```
x21=ugarchspec(variance.model = list(model="eGARCH", garchOrder= c(2,1)),  
mean.model = list(armaOrder= c(0,0)))
```

```
modelo6egarch21=ugarchfit(spec=x21, data=periodo6)
```

```
modelo6egarch21
```

```
#Akaike    0.43533
```

```
Bayes      0.55325
```

```
Shibata    0.43285
```

```
Hannan-Quinn 0.48308
```

Identificamos la varianza y desviación estándar del mejor modelo hallado para cada periodo y así explicar la relación entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria.

Además, a los periodos los volvimos series de tiempos para poder entender de una mejor manera los gráficos generados junto a la desviación y la varianza.

Periodo 1:

```
periodo10=ts(periodo1, frequency = 12, start=c(1950,2))
```

```
desvest1=modelo1egarch23@fit$sigma
```

```
varianza1=modelo1egarch23@fit$var
```

Luego realizamos un plot para ver cómo se comportan en el tiempo

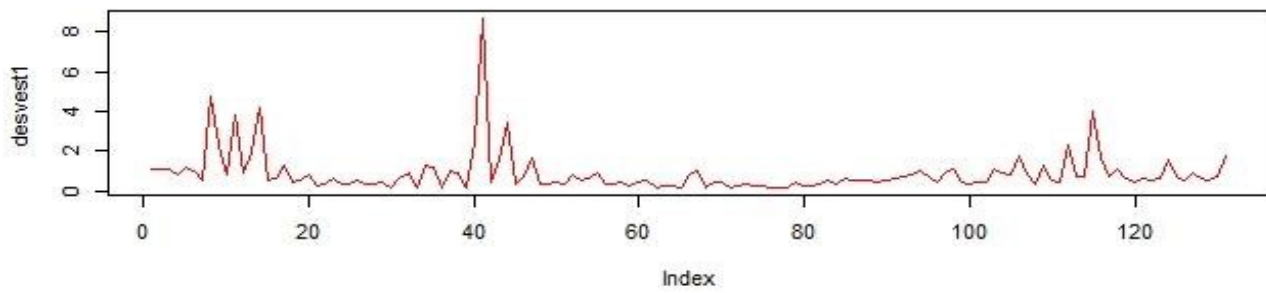
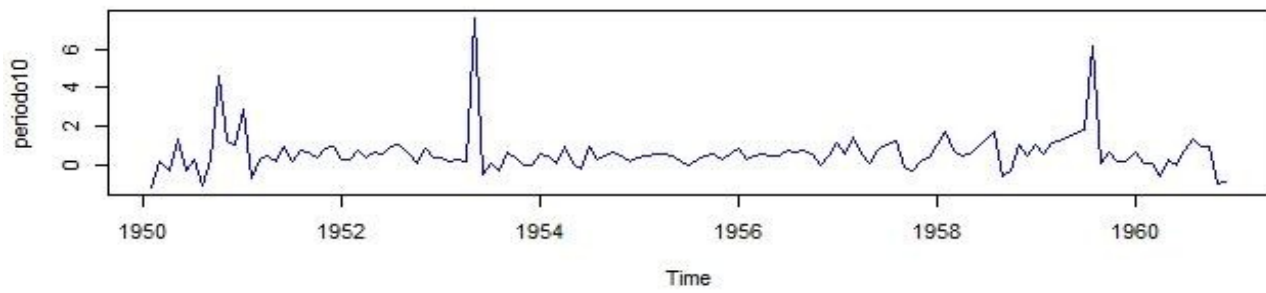
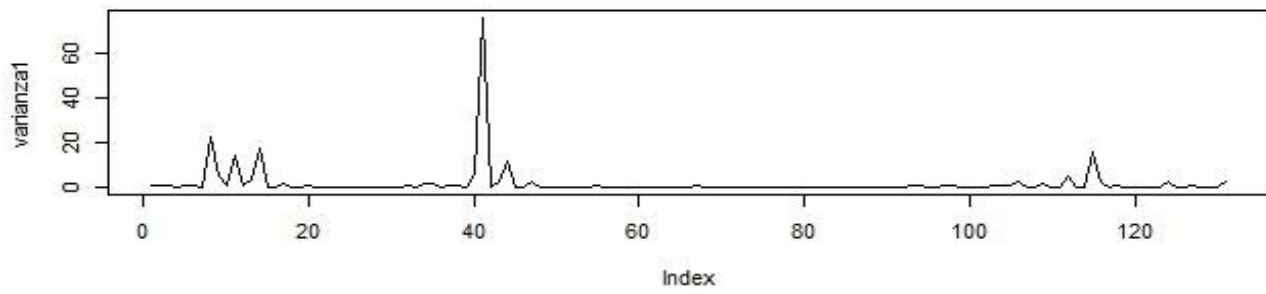
```
x11()
```

```
par(mfrow=c(3,1))
```

```
plot(varianza1,type="l")
```

```
plot(periodo10,type="l", col="blue")
```

```
plot(desvest1,type="l",col="red")
```



Periodo 2:

```
periodo20=ts(periodo2, frequency = 12, start=c(1961,1))
```

```
desvest2=modelo2egarch21@fit$sigma
```

```
varianza2=modelo2egarch21@fit$var
```

Luego realizamos un plot para ver su comportamiento a través del tiempo

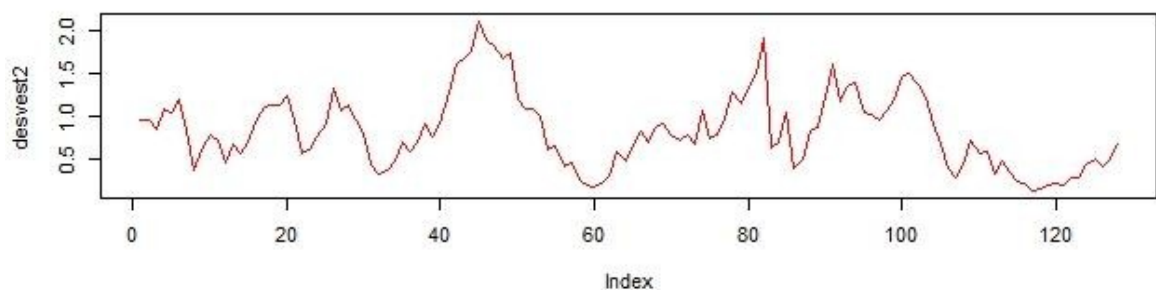
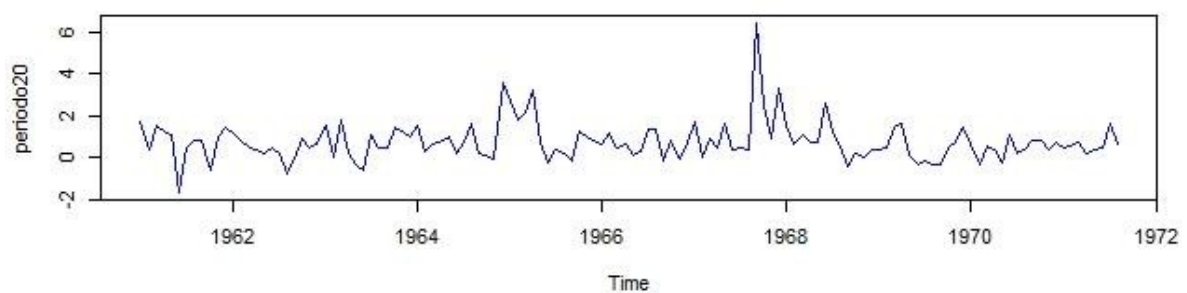
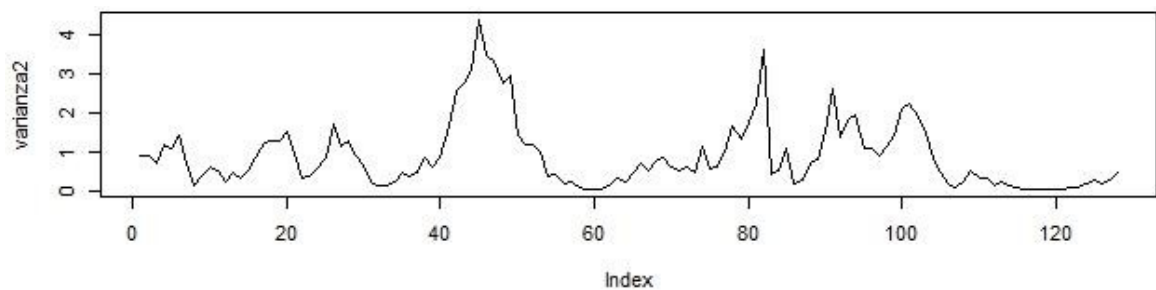
```
x11()
```

```
par(mfrow=c(3,1))
```

```
plot(varianza2,type="l")
```

```
plot(periodo20,type="l", col="blue")
```

```
plot(desvest2,type="l",col="red")
```



Periodo 3:

```
periodo30=ts(periodo3, frequency = 12, start=c(1971,9))
```

```
desvest3=modelo3egarch22@fit$sigma
```

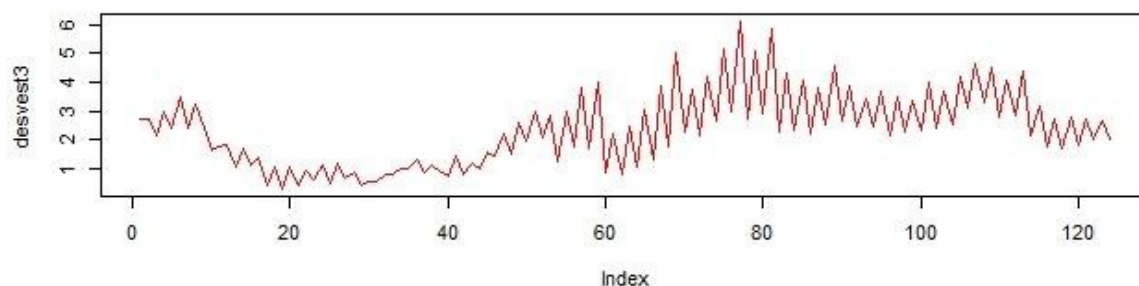
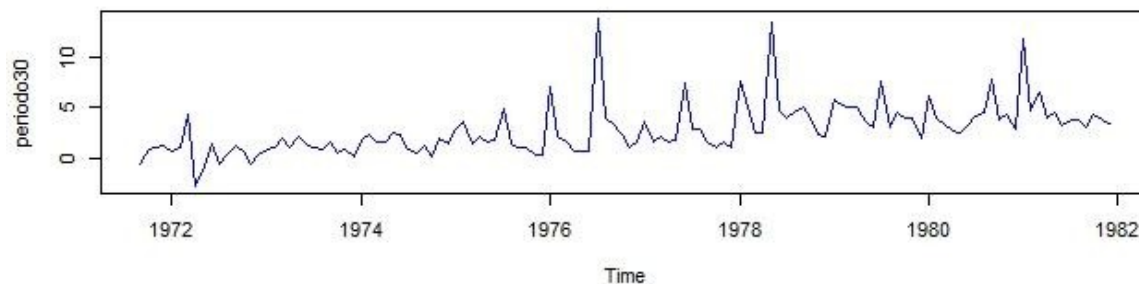
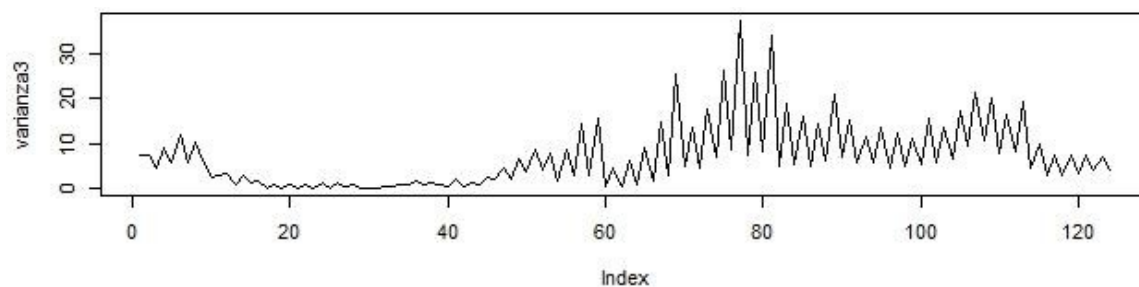
```
varianza3=modelo3egarch22@fit$var
```

De igual manera realizamos un plot para ver su comportamiento a través del tiempo
`x11()`

```
par(mfrow=c(3,1))
```

```
plot(varianza3,type="l")plot(periodo30,type="l", col="blue")
```

```
plot(desvest3,type="l",col="red")
```

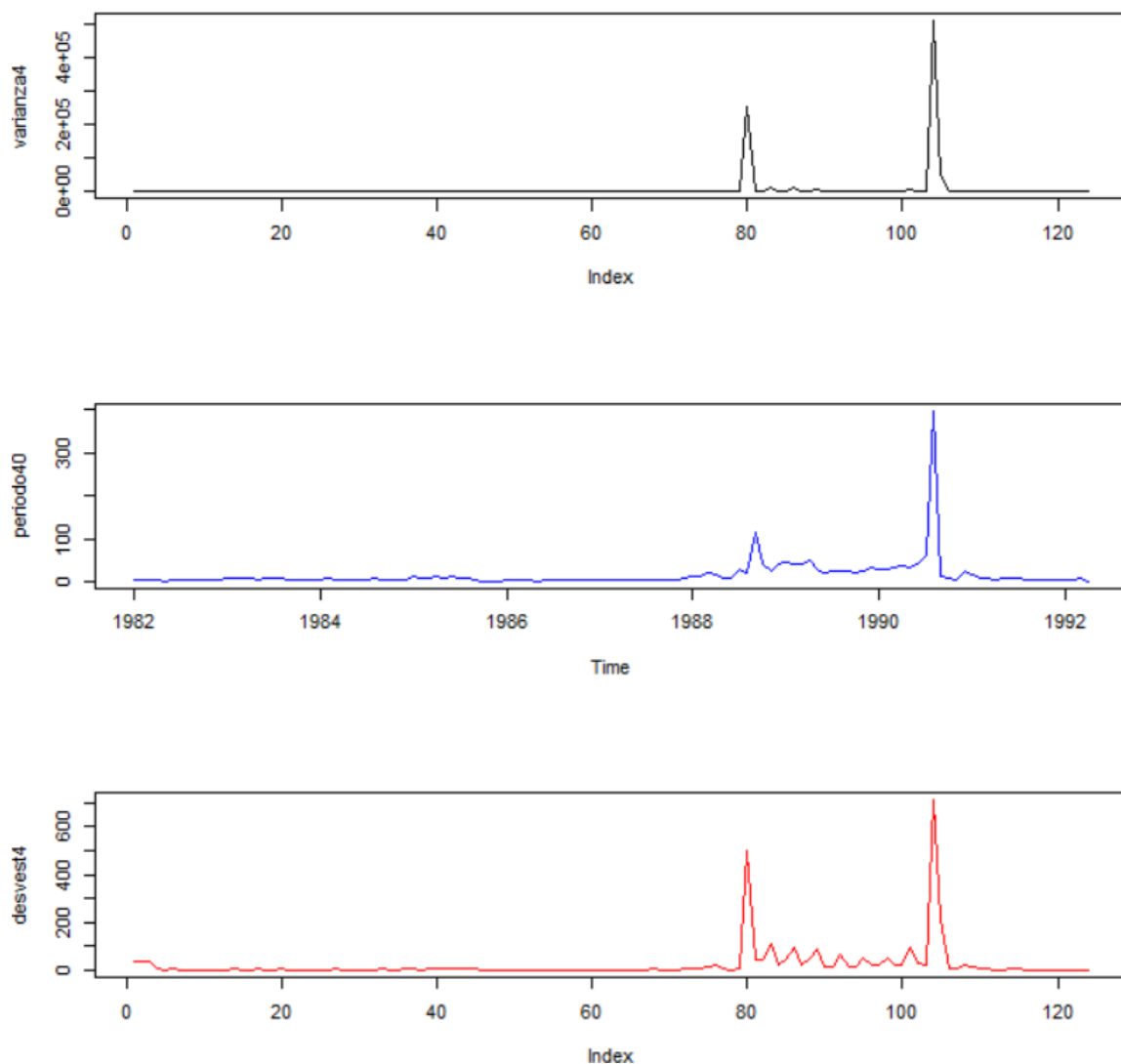


Periodo 4:

```
periodo40=ts(periodo4, frequency = 12, start=c(1982,1))  
desvest4=modelo4egarch23@fit$sigma  
varianza4=modelo4egarch23@fit$var
```

Luego realizamos un plot para ver cómo se comportan en el tiempo

```
x11()  
par(mfrow=c(3,1))  
plot(varianza4,type="l")  
plot(periodo40,type="l", col="blue")  
plot(desvest4,type="l",col="red")
```



Periodo 5:

```
periodo50=ts(periodo5, frequency = 12, start=c(1992,5))
```

```
desvest5=modelo5egarch11@fit$sigma
```

```
varianza5=modelo5egarch11@fit$var
```

Realizamos un plot para ver su comportamiento

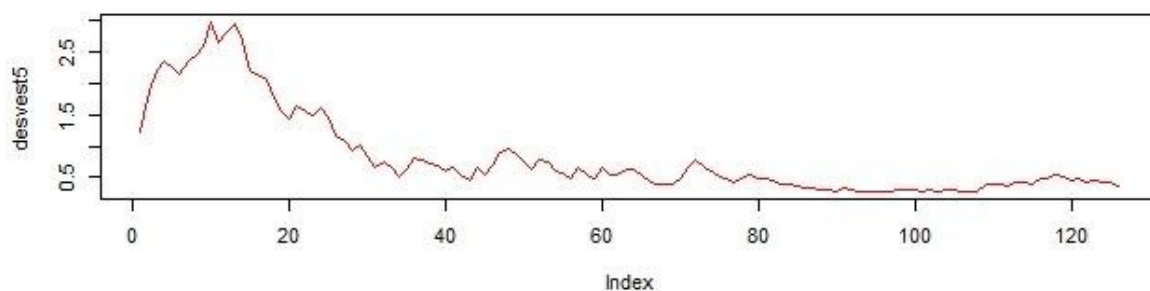
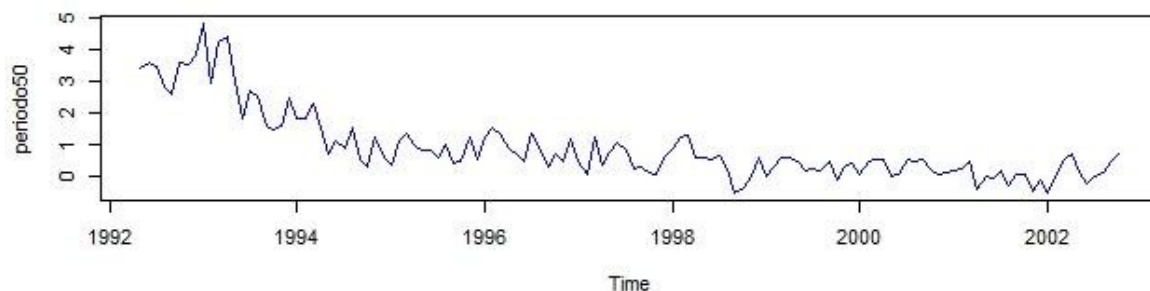
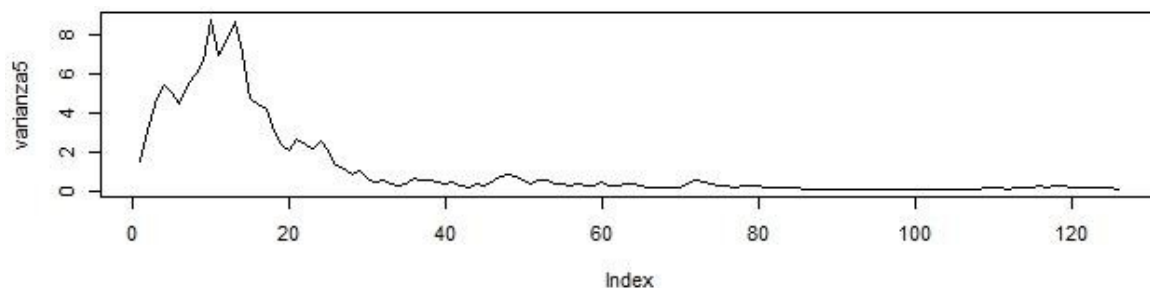
```
x11()
```

```
par(mfrow=c(3,1))
```

```
plot(varianza5,type="l")
```

```
plot(periodo50,type="l", col="blue")
```

```
plot(desvest5,type="l",col="red")
```



Periodo 6:

```
periodo60=ts(periodo4, frequency = 12, start=c(2002,11))
```

```
desvest6=modelo6egarch21@fit$sigma
```

```
varianza6=modelo6egarch21@fit$var
```

Realizamos un plot para observar el comportamiento de las variables

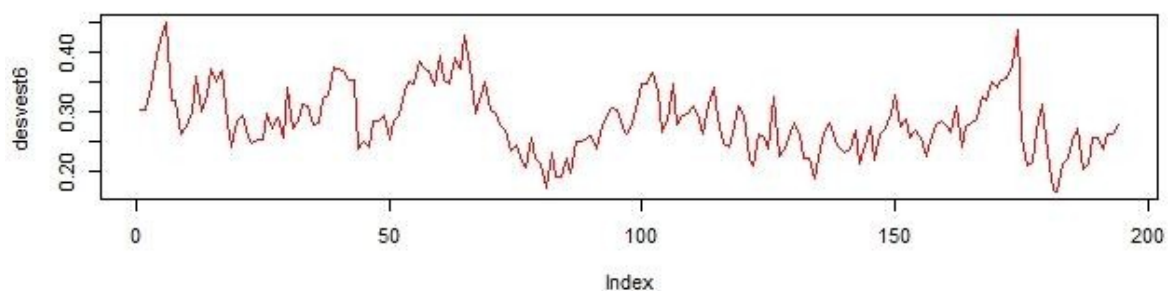
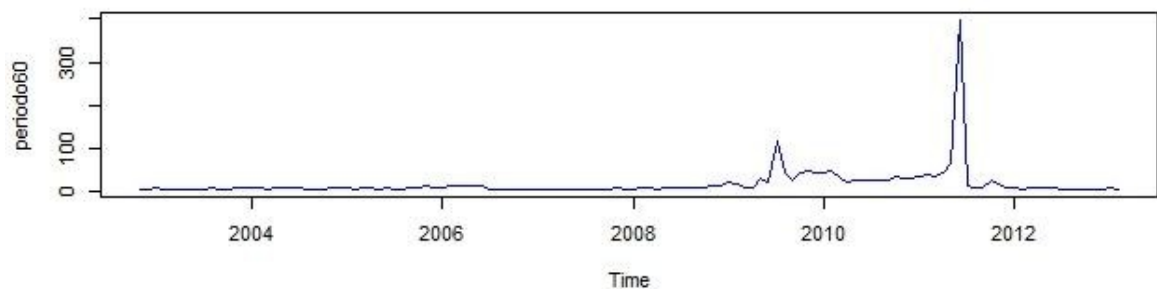
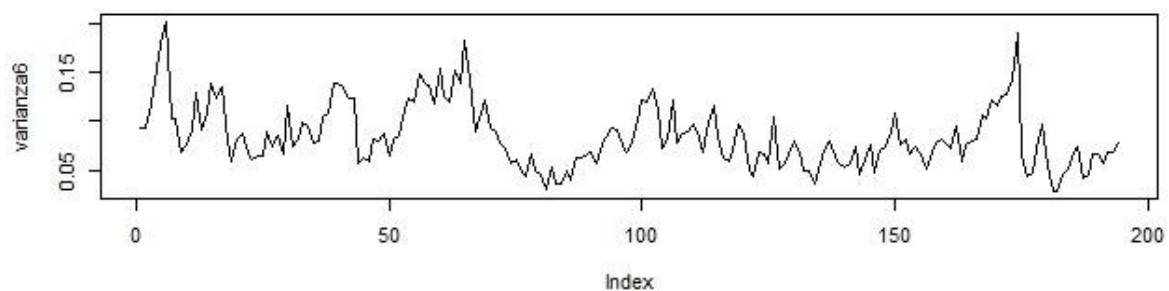
```
x11()
```

```
par(mfrow=c(3,1))
```

```
plot(varianza6,type="l")
```

```
plot(periodo60,type="l", col="blue")
```

```
plot(desvest6,type="l",col="red")
```



DISCUSIÓN

Para la data de la variación porcentual del IPC, el test de Chow encontró cinco quiebres estructurales a diferencia del trabajo original, estos son, diciembre de 1960, agosto de 1971, diciembre de 1981, abril de 1992 y en octubre del 2002 y así creando seis periodos de estudio, lo cual obedece las circunstancias económicas y políticas por las que atravesaba el país en dichos periodos.

En general la incertidumbre no tiene memoria larga según lo hallado en nuestros modelos.

1. Se acepta la hipótesis planteada por Friedman (1977) y Ball (1992), ya que se vio un incremento de incertidumbre inflacionaria cuando los niveles de inflación aumentaban.

Se encontraron efectos asimétricos entre 1950 y 1991, los shocks negativos del mes anterior aumentaron en mayor magnitud la incertidumbre que los shocks positivos del mes anterior. Esto es normal porque en esos tiempos la economía experimentó fuertes incrementos en la inflación.

Las asimetrías fueron desapareciendo hasta la actualidad, esto obedece a un proceso de aprendizaje de los agentes como también una etapa menos inflacionaria.

2. Con relación a la hipótesis planteada por Cukierman y Metzler (1986), se observó que los periodos en donde se experimentaron las tasas de inflación más altas, tuvieron mayor persistencia de incertidumbre inflacionaria.

RECOMENDACIONES

1. Revisar los efectos de la actual política monetaria del BCRP y sus repercusiones en la inflación sobre todo en esta época de pandemia.
Tratar de estabilizar la continua alza del tipo de cambio para que la incertidumbre inflacionaria no se eleve.

2. Contextualizar y corregir algunas políticas de gobierno para no tener un gran



aumento en la incertidumbre inflacionaria como lo plantean Friedman y Ball.
Ampliar y actualizar el análisis realizado para el año 2020 y en un futuro al 2021, ya que nos encontrarnos en un contexto de incertidumbre, tomando en cuenta los actuales choques internos y externos.

BIBLIOGRAFÍA

Engle, Robert (2001). The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics.

Engle, R.F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance U.K. Inflation", *Econometría*.

Bollerslev, T (1986): "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*.

Novales A.(2013), Modelos ARCH univariantes y multivariantes.

Barrera, C(2005), Proyecciones Desagregadas de la Variación del Índice de Precios al Consumidor, del Índice de Precios al por Mayor y del Crecimiento del Producto Real. Series de Documentos de Trabajo Banco Central de Reserva del Perú.

Bello, O. y Gámez O(2006), Inflación e Incertidumbre Inflacionaria en Nicaragua: Una aplicación usando un modelo EGARCH. Documento de Trabajo Banco Central de Nicaragua.

Castillo, P., Humala, A y Tuesta V. Monetary Policy(2007), Regime Shifts and Inflation Uncertainty in Peru 1949- 2006. Serie de Documentos de Trabajo DT. N° 2007-005 Banco Central de Reserva del Perú.

Cukierman, A y Wachtel, P.(1979), Inflationary Expectations and Further Thoughts on Inflation Uncertainty, *American Economic Review* 72,pp 355-367.

Della, H y Pena, A(1996). Explorando la Incertidumbre Inflacionaria: 1973-1985. *Revista de Economía*. Banco Central de Uruguay. Volumen 3, N° 2.

De Arce, R. (1998), Introducción a los Modelos Autoregresivos con heterocedasticidad condicional (ARCH). I.L. Klein.

Magendzo, I. (1997) Inflación e Incertidumbre Inflacionaria en Chile. Documentos de Trabajo del Banco Central N° 15.

Novales, A. y Gracia-Diez M. (1993), Guía para la Estimación de Modelos ARCH. Departamento de Economía Cuantitativa. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Complutense. *Estadística Española*. Vol. 35 Núm 132.