



UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DEL ESTADO DE MÉXICO

CENTRO UNIVERSITARIO UAEM VALLE DE MÉXICO

Inflación e incertidumbre inflacionaria. La postura de los bancos centrales de las economías del Sureste Asiático una aproximación mediante modelos SARIMA-GJR GARCH-M. (1980-2017)

TESIS

Que para obtener el Título de

LICENCIADO EN ACTUARIA

Presenta

C. Alejandro Juárez Vargas

Asesor: D. en E. Eduardo Rosas Rojas

Atizapán de Zaragoza, Edo. de Méx. Febrero 2020



Inflación e incertidumbre inflacionaria. La postura de los bancos centrales de las economías del Sureste Asiático una aproximación mediante modelos SARIMA-GJR GARCH-M. (1980-2017)

por

C. Alejandro Juárez Vargas

Resumen

Se analiza la relación que existe entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria a fin de probar el cumplimiento de las hipótesis propuestas por los distintos autores que hacen referencia al estudio de estas variables económicas.

El objetivo del estudio es estimar a través de modelos econométricos híbridos el comportamiento que tiene la aplicación de un modelo de metas de inflación para cuatro países del Sureste Asiático (Corea Filipinas, Indonesia y Tailandia), así como evaluar tres países de esta misma región (Hong Kong, Malasia y Singapur) que aplican otro instrumento para la estabilización de los precios en su economía.

Palabras clave: Inflación, incertidumbre inflacionaria, metas de inflación, banco central, series de tiempo.

Inflation and inflationary uncertainty. The position of the central banks of the Southeast Asian economies is an approximation using models SARIMA-GJR GARCH-M. (1980-2017)

by

C. Alejandro Juárez Vargas

Abstract

The relationship between inflation and inflationary uncertainty is analyzed in order to prove compliance with the hypotheses proposed by the different authors that reference to the study of these economic variables.

The objective of the study is to estimate through hybrid econometric models the behavior of the application of an inflation targeting model for four Southeast Asian countries (Korea, Philippines, Indonesia and Thailand), as well as evaluate three countries in the same region (Hong Kong, Malaysia and Singapore) that apply another instrument for price stabilization in their economy.

Key words: Inflation, inflationary uncertainty, inflation targeting, central bank, time series.

Índice

Introducción.....	1
Capítulo 1. El sureste asiático y las metas de inflación.....	4
1.1. Revisión histórica del modelo de inflación objetivo. Enfoque ortodoxo vs enfoque heterodoxo	4
1.2. Revisión de la literatura sobre inflación e incertidumbre inflacionaria.....	15
Capítulo 2. Modelos de series temporales referentes al índice nacional de precios al consumidor del sureste asiático	22
2.1. Propiedades de metodología de mínimos cuadrados ordinario con errores correlacionados serialmente.....	22
2.2. Procesos estocásticos estacionarios	27
2.3. Función de autocorrelación simple y parcial	31
2.4. Metodología box-jenkins	35
2.5. Cambio estructural	38
Capítulo 3. Modelando la volatilidad de los precios en el sureste asiático.	41
3.1. Procesos arch y garch	41
3.2. Estimación de los modelos garch.....	45
3.3. Propiedades de los modelos garch	48
3.4. Extensiones al modelo básico garch	49
3.4.1. Modelo arch-m	50
3.4.2. Modelo egarch.....	52
3.4.3. Modelo gjr-garch.....	53
Capítulo 4. Estimación empírica de la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria para las economías del sureste asiático.....	55
4.1. Recopilación de lo más destacado de la teoría.....	56
4.2. Características sobre los datos.	57

4.3. Análisis estadístico de las economías del sureste asiático.....	57
4.4. Estimación de los modelos sarima.....	65
4.5. Estimación de los modelos sarima-garch-m.....	68
4.6. Estimación de la prueba de signo y tamaño.....	71
4.7. Estimación de los modelos con efecto asimétrico.....	73
Conclusiones.....	78
Anexos.....	81
Bibliografía.....	97

Índice de tablas

Tabla 1. Países que implementan el modelo de inflación objetivo.....	8
Tabla 2. Régimen de los países del sureste asiático.....	13
Tabla 3. Hipótesis sobre la relación inflación-incertidumbre inflacionaria.....	17
Tabla 4. Resumen de los modelos de estimación.....	21
Tabla 5. Simulaciones para la obtención del estadístico tau.....	30
Tabla 6. Patrones teóricos de fac y facp.....	35
Tabla 7. Hechos estilizados de variables financieras.....	42
Tabla 8. Análisis estadístico de un proceso garch.....	48
Tabla 9. Análisis estadístico de las economías del sureste asiático.....	58
Tabla 10. Pruebas de raíz unitaria para las series en niveles.....	61
Tabla 11. Pruebas de raíz unitaria para la serie transformada.....	63
Tabla 12. Estimación de los modelos sarima.....	66
Tabla 13. Prueba de efectos garch.....	67
Tabla 14. Estimación de los modelos sarima-garch-m.....	70
Tabla 15. Estimación de la prueba conjunta para el sesgo de signo y tamaño de las economías del sureste asiático.....	72
Tabla 16. Estimación de los modelos asimétricos sarima-gjr-garch-m para las economías del sureste asiático.....	74

Índice de gráficos

Gráfico 1. Tipos de correlación serial.	26
Gráfico 2. Procesos estocásticos.....	29
Gráfico 3. Prueba dickey fuller aumentada (dfa).	30
Gráfico 4. Simulación de un proceso autorregresivo y de media móvil.....	32
Gráfico 5. Proceso autorregresivo (1).....	32
Gráfico 6. Proceso autorregresivo (2).....	32
Gráfico 7. Proceso de medias móviles (1).....	33
Gráfico 8. Proceso de medias móviles (2).....	33
Gráfico 9. Proceso autorregresivo y de medias móviles (1,1).....	34
Gráfico 10. Diagrama de flujo metodología box-jenkins	36
Gráfico 11. Residuos del modelo de regresión.....	44
Gráfico 12. Rendimientos con presencia de efectos garch.....	47
Gráfico 13. Garch vs gjr-garch.....	54
Gráfico 14. Análisis gráfico del ipc de los países del sureste asiático	59
Gráfico 15. Análisis gráfico de la inflación de los países del sureste asiático	63

Abreviaturas

BC	Banco Central
NCM	Nuevo consenso macroeconómico
MIO	Modelo de inflación Objetivo
FMI	Fondo Monetario Internacional
IPC	Índice General de Precios al Consumidor
GARCH	Modelos Autorregresivos Generalizados Condicionales Heteroscedásticos
ARCH	Modelos Autorregresivos de Heteroscedasticidad Condicional
TGARCH	Umbral GARCH
EGARCH	GARCH Exponencial

GARCH-M	GARCH en Media
MCO	Mínimos Cuadrados Ordinarios
MCRL	Modelo Clásico de Regresión Lineal
MCA	Modelo de Caminata Aleatoria
AR	Autorregresivo
DFA	Dickey Fuller Aumentada
FAC	Función de Autocorrelación
MA	Medias Móviles
ARMA	Modelos Autorregresivos y de Medias Móviles
FACP	Función de Autocorrelación Parcial
BJ	Box-Jenkins
SRC	Suma de Residuos al Cuadrado
LF	Función de verosimilitud
LFF	Función de verosimilitud logarítmica
GED	Distribución de Errores Generalizada
IFS	International Financial Statistics

INTRODUCCIÓN

A través de la historia, la inflación ha sido una de las variables que genera mayor inquietud para los bancos centrales debido a su variabilidad, es por ello que, las instituciones gubernamentales ponen gran énfasis en mantenerla estable y dentro de las bandas de fluctuación. Ante este gran reto, se han propuesto soluciones desde diferentes enfoques teóricos, y que han derivado en investigaciones con resultados heterogéneos para las economías en desarrollo. Las principales investigaciones han buscado determinar cuál es la relación de causalidad entre la inflación y la incertidumbre. Por un lado, existen autores que afirman que la relación va de la primera a la segunda de manera positiva; mientras que, otros aseguran que la relación es negativa. Inclusive, existe literatura que aboga por una relación inversa, es decir, es la incertidumbre quien causa a la inflación en sentido negativo o positivo; sin embargo, la mayoría de las investigaciones concuerdan en que existe un ciclo de retroalimentación entre estos factores.

Derivado de la crisis asiática de 1997 – 1998, varios países alrededor del mundo plantearon como objetivo primordial adoptar una política que les apoyara a mantener la estabilidad de los precios, convirtiendo así al régimen de metas de inflación en el principal instrumento para sustentar el crecimiento económico de esta región. Consecuente, el Fondo Monetario Internacional (FMI) instó a la implementación de una política de metas de inflación en distintas economías del Sureste Asiático, teniendo como principales representantes a Corea, Filipinas, Indonesia y Tailandia, quienes asumieron este régimen a finales de la década de los 90's, mientras que, por otra parte, Hong Kong, Malasia y Singapur actuaron de diferente manera, utilizando la paridad del tipo de cambio y la tasa de interés como sus primordiales instrumentos para el manejo de su política económica.

En este contexto, la presente investigación tiene como principal objetivo demostrar la relación que existen entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria a través de la estimación de modelos econométricos Autorregresivos Integrados y de Medias Móviles SARIMA, así como modelos de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva Generalizada GARCH y sus extensiones, a partir de los cuales será posible identificar el impacto que ha generado adoptar un régimen de metas de inflación y si ha cumplido realmente con su propósito de influir de manera positiva en la estabilización de los precios; además,

gracias a la estructura de los modelos GARCH-M (GARCH en media) es posible estimar de manera simultánea el valor de los coeficientes con que se determinan simultáneamente la inflación y la incertidumbre inflacionaria, conociendo así la postura que toman los bancos centrales de cada uno de los países.

De lo anterior se destacan cuatro hipótesis a probar en la presente investigación para las economías del sureste asiático, la primera de ellas consiste en definir la relación positiva que existe entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria la cual hace alusión a lo presentado por Friedman-Ball, los cuales hacen referencia a que un incremento en la inflación provocara una mayor incertidumbre del próximo periodo, mientras que en contra parte Pourgerami-Maskus expresan que al tener una tasa de inflación alta el Banco Central intentara pronosticarla en el siguiente periodo impactado de manera negativa sobre la incertidumbre inflacionaria. La tercera hipótesis infiere en una relación inversa a las anteriores, Cukierman-Meltzer exponen una relación causal de la incertidumbre inflacionaria a la inflación teniendo con ello la intervención de un Banco Central oportunista el cual se aprovecha de un ambiente de alta incertidumbre en el público para generar una mayor inflación mediante la implementación de políticas de corte expansivo, por otro lado y contrario a la hipótesis que antecede, Holland sostiene que cuando la incertidumbre aumenta debido al incremento de la inflación, los Bancos Centrales actuaran de manera estabilizadora contrayendo el crecimiento de la oferta monetaria.

Existen diversas opciones de paquetes estadísticos que suelen ser útiles para estimar distintos modelos, en la presente tesis se optó por utilizar un software libre y uno comercial, para el primer caso se habla de R Project el cual a pesar de ser una plataforma gratis ofrece una amplia variedad de librerías la cuales ayudan analizar y explorar series de datos para la correcta estimación de modelos estadísticos, mientras que por otro lado, se encuentra Eviews que si bien es un software de uso comercial sus diversas actualizaciones en los últimos años lo han convertido en una herramienta fácil de usar, ya que además de contar con distintas técnicas para el análisis de los datos también ha incluido un mayor número de opciones para la estimación de modelos lo que lo hacen más competitivo y efectivo para el uso del público en general.

El presente estudio se divide en cuatro apartados. En el primer capítulo, se exponen las distintas políticas económicas que han sido implementada a través de los años por las instituciones financieras con el fin de estabilizar la inflación futura de cada uno de los países. Posteriormente se identifica la relación que existe entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria a través de los distintos trabajos empíricos presentados por diferentes investigadores.

El segundo capítulo describe los fundamentos teóricos para el tratamiento de las series de tiempo financieras, en él se definen sus características esenciales y las transformaciones matemáticas que deben usarse según la metodología Box–Jenkins para la correcta estimación de los modelos autorregresivos y de medias móviles. En el tercer capítulo de esta investigación se definen uno a uno los modelos que integran la familia de los modelos de Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva Generalizada GARCH los cuales serán utilizados como complemento de un modelo ARIMA, lo anterior con el objetivo de capturar todas las características que se definieron en el apartado anterior. En el cuarto capítulo se presenta la evidencia empírica para cada una de las economías estudiadas mediante un modelo híbrido SARIMA-GJR GARCH-M que engloba cada uno de los elementos que se encuentran presentes en la inflación de cada país. Finalmente, se incluye un apartado donde se retoman los resultados obtenidos de la relación empírica y se redactan las conclusiones.

CAPÍTULO 1. EL SURESTE ASIÁTICO Y LAS METAS DE INFLACIÓN

1.1. REVISIÓN HISTÓRICA DEL MODELO DE INFLACIÓN OBJETIVO. ENFOQUE ORTODOXO VS ENFOQUE HETERODOXO

Desde hace muchos años la inflación ha adquirido un papel muy importante en todo el mundo, por su alto impacto en las decisiones económicas de las distintas naciones; además, de despertar una gran inquietud entre los bancos centrales de lograr que ésta no afecte su credibilidad y la estabilidad financiera de los distintos actores económicos. En los años ochenta del siglo xx la economía convencional convergió en que el Banco Central (BC) sería el único responsable de la inflación (Hetzl, 2004). Un nuevo consenso macroeconómico (NCM) entorno a un modelo de inflación objetivo (MIO), trata de sustentar el estudio de que un BC autónomo, que utiliza la tasa de interés como instrumento de la política monetaria puede alcanzar la estabilidad de precios mediante una meta de inflación (Álvarez *et al.*, 2001; Woodford, 2003).

La aparición del MIO se contextualiza dentro de la implementación del paradigma del NCM que considera que existe una relación directa entre la demanda agregada y la tasa de interés, y a su vez la primera influye en la inflación mediante la curva de Phillips. Mientras que por otro lado el MIO se implementa generalmente en la forma de la llamada regla de Taylor (Taylor, 1999). Knut Wicksell (1898) fue el pionero del marco teórico en el que la tasa de interés regula los precios y, por tanto, permite asegurar un nivel objetivo de precios.

La estructura del modelo consiste en tres ecuaciones interrelacionadas que representan la dinámica de la demanda agregada (la llamada curva IS), la inflación (corresponde a la hipótesis NAIRU¹) y la tasa de interés real (la regla de Taylor, que es la función de reacción del BC):

¹ Como es sabido, la hipótesis NAIRU se refiere a la existencia de una tasa “natural” de desempleo que es compatible con una tasa de inflación baja y estable. En abierta paradoja, a veces se le llama también tasa de desempleo de pleno empleo (ver Ball *et al.*, 1988; Akerlof *et al.*, 1996; Mishkin, F. y Schmidt-Hebbel, 2001; Arestis y Sawyer, 2003; Svensson, 1997; 1999; 2001).

$$Y = f(i, e) \quad \text{Curva IS} \quad [1.1]$$

$$P = f(Y) \quad \text{Curva de Phillips} \quad [1.2]$$

$$i = f(Y, P - P^*) \quad \text{Regla de Taylor} \quad [1.3]$$

$$e = f(i - i_{ext}) \quad \text{Paridad de tasas de interes} \quad [1.4]$$

Donde e es el tipo de cambio como función del diferencial entre la tasa de interés interna y la tasa de interés externa [1.4], i es la tasa de interés real del BC en función de la brecha de producto (Y) y del diferencial entre la inflación previsible y la meta de inflación ($P - P^*$), P describe el comportamiento de la inflación como función de la brecha de producto, Y es la demanda agregada o el nivel de ingreso el cual define como una función de la tasa de interés y el tipo de cambio.

Podemos hablar de la Curva IS [1.1] como la encargada de encontrar un equilibrio de mercado a través de las combinaciones de tasa de interés y el nivel de renta inicial tales que el gasto planeado es igual a la renta. Para el caso de la Curva de Phillips [1.2] se puede expresar la perspectiva de los agentes económicos sobre la inflación y las expectativas del público con respecto a las fluctuaciones futuras de la brecha del producto y que desplazan la posición de esta curva, razón por la cual en la regla de Taylor [1.3] la tasa de interés y los objetivos de inflación se ajustan de acuerdo con la Curva de Phillips esperada con el afán de estabilizar y maximizar el ingreso.

Para Perrotini (2007) la invención de esta teoría recae en al menos cinco aspectos fundamentales:

1. El BC revela objetivos oficiales de tasas de inflación (de precios) para así tratar de que estos se cumplan de acuerdo con el MIO propuesto, y de esta manera aumenta su credibilidad y mejora la planeación del sector privado y la comprensión por parte del público de las iniciativas de las autoridades monetarias Bernanke et al. (1999:6).

2. La política monetaria está sujeta a reglas estrictas y flexibles dependiendo de diferentes arreglos institucionales: en este aspecto la visión predominante es una regla con “discreción restringida²” (Bernanke et al., 1999).

3. La tasa de interés es el único instrumento que estabiliza la inflación y equilibra la oferta y la demanda agregadas ya que se utiliza como ancla nominal eficiente para la economía. Por otra parte, el uso alternativo del tipo de cambio nominal como ancla de la inflación no tuvo éxito en el largo plazo, como lo prueban las crisis financieras de Europa en 1992, México en 1994, el Sureste Asiático en 1998, Brasil en 1999 y Argentina en 2001, entre otros países.

4. El MIO es operado por un BC independiente para el cual su única preocupación es la tasa de inflación.

5. El impacto de la política monetaria en objetivos diferentes a la estabilidad no es relevante.

De acuerdo con los principios del NCM la política monetaria tiene un solo objetivo (la estabilidad de la inflación) y un solo instrumento (la tasa de interés); puesto que el régimen de tipo de cambio es flexible, la autoridad monetaria no tiene metas intermedias ni realiza intervenciones en los mercados cambiarios (Bernanke y Mishkin, 1997: 101; Svensson, 2001). Éste debe satisfacer dos aspectos: primero, debe ser creíble y transparente y, segundo, debe ser flexible para permitir la absorción de choques temporales y mitigar la volatilidad de los ciclos económicos a manera de preservar la estabilidad de precios. Con ello lo único que resta es que cada BC decida sobre un objetivo de inflación e informar al público en general acerca de las intenciones y expectativas monetarias que lo llevan a tomar esa decisión.

De acuerdo con Banco de México (2017) los principales costos económicos generados por la inflación son:

1. La inflación es un impuesto que afecta más a los hogares de menores ingresos; es decir, es un impuesto regresivo³ (el poder de compra se ve erosionado).

² La flexibilidad de corto plazo y la disciplina de mediano plazo (necesaria para enfrentar los estados económicos no pronosticados) demuestra que las reglas y la discreción son más complementarias que antagónicas.

³ Son aquellos impuestos que no toman en cuenta la capacidad económica de las personas o empresa y que por tanto se cobran a todos por igual.

2. Las familias y empresas afrontan un grado de incertidumbre elevado para la toma de decisiones gracias a un entorno de inflación alta y volátil, además de causar la ineficiente asignación de sus recursos.

3. Una elevada y volátil inflación afecta en forma negativa el ahorro y la inversión de largo plazo.

En suma, el NCM sostiene que el MIO y el régimen de tipo de cambio flexible con la tasa de interés de corto plazo como instrumento es el marco de política óptimo (García y Perrotini, 2014). De esta manera a partir de principios de la década de los noventa del siglo pasado varias economías comenzaron a transitar a éste nuevo paradigma.

A partir de la intranquilidad de no mantener en el tiempo una tasa de inflación baja y una estabilidad en su economía, Nueva Zelanda (1990) adoptó una política monetaria de metas de inflación para controlar la variabilidad y los costos económicos causados por una inflación alta y volátil, que solo una política monetaria a mediano y largo plazo sería, sin duda, la estabilidad del poder adquisitivo de la moneda y de los precios. Lo que hace éste y todos los BC's que adoptaron este régimen es utilizar alguna variante o extensión de la regla de Taylor (1999); cualquiera que sea la meta propuesta de inflación objetivo (π^T) seleccionada por el BC se dice que su decisión no tendrá efectos en el producto del equilibrio real ni en el desempleo, la política monetaria solo afectará la tasa de inflación de equilibrio.

Para Hammond (2011) el régimen de metas de inflación es un marco en lugar de un conjunto rígido de reglas de política monetaria. No obstante, hay una serie de elementos esenciales de un modelo de metas de inflación:

1. La estabilidad de precios se reconoce explícitamente como el principal objetivo de la política monetaria.

2. Hay un anuncio público de una meta cuantitativa de inflación.

3. La política monetaria se basa en un amplio conjunto de información, incluyendo un pronóstico de inflación.

4. Transparencia.

5. Mecanismos de rendición de cuentas

King (2005) observó que “un marco de metas de inflación combina dos elementos distintos: (a) un objetivo numérico preciso para la inflación en el medio plazo y (b) una respuesta a las perturbaciones económicas en el corto plazo”.

En la actualidad 38 países utilizan el MIO (Tabla 1); la mitad de ellos, economías de mercados emergentes o de bajo ingreso. Por lo cual se piensa que un ambiente en el que la inflación sea baja y estable es la mejor forma en que un BC puede apoyar para un crecimiento económico y con ello encontrar un perfil de credibilidad y transparencia de la institución. La capacidad de fijar la meta de inflación fue vista como una parte esencial de la independencia del BC (Hammond, 2011, p.7).

El primer régimen que implementó objetivos de inflación fue el Banco de la Reserva de Nueva Zelanda en 1989, seguido por el Banco de Canadá en 1991 y luego por el Banco de Inglaterra en 1992 (Posen, 2008). Para los BC's la introducción del MIO representa una alta responsabilidad de rendir resultados acerca de su política monetaria a los residentes, para lo cual el principal objeto de comunicación que utilizan es un informe de inflación. Los 38 países de los que se hace mención publican un informe de este tipo en la gran mayoría con una periodicidad trimestral; por lo general se presenta la evaluación del BC de las condiciones económicas y su visión sobre las perspectivas de la inflación y el crecimiento del producto.

Tabla 1. Países que implementan el Modelo de Inflación Objetivo

<i>País</i>	<i>Fecha de adopción del MIO</i>	<i>Tasa de inflación a la fecha de la adopción</i>	<i>Tasa de inflación meta</i>	<i>Especificación del objetivo</i>
<i>Nueva Zelanda</i>	Marzo, 1990	3.3	1 – 3%	G + BC
<i>Canadá</i>	Febrero, 1991	6.9	2 +/- 1%	G + BC
<i>Reino Unido</i>	Octubre, 1992	4.0	2%	G
<i>Suecia</i>	Enero, 1993	1.8	2%	BC
<i>Australia</i>	Abril, 1993	2.0	2 – 3%	G + BC
<i>República Checa</i>	Diciembre, 1997	6.8	3 +/- 1%	G + BC
<i>Israel</i>	Junio, 1997	8.1	2 +/- 1%	G
<i>Polonia</i>	Octubre, 1998	10.6	2.5 +/- 1%	BC
<i>Brasil</i>	Junio, 1999	3.3	4.5 +/- 1%	G
<i>Chile</i>	Septiembre, 1999	3.2	3 +/- 1%	BC
<i>Colombia</i>	Septiembre, 1999	9.3	2 – 4%	BC
<i>Sudáfrica</i>	Febrero, 2000	2.6	3 – 6%	G + BC
<i>Tailandia</i>	Mayo, 2000	0.8	0.5 – 3%	BC
<i>Corea</i>	Enero, 2001	2.9	3 +/- 1	G + BC

<i>México</i>	Enero, 2001	9.0	3 +/- 1%	BC
<i>Islandia</i>	Marzo, 2001	4.1	2.5 +/- 1.5%	G + BC
<i>Noruega</i>	Marzo, 2001	3.6	2.5 +/- 1%	G
<i>Hungría</i>	Junio, 2001	10.8	3 +/- 1%	G + BC
<i>Perú</i>	Enero, 2002	-0.1	2 +/- 1%	BC
<i>Filipinas</i>	Enero, 2002	4.5	4 +/- 1%	G + BC
<i>Guatemala</i>	Enero, 2005	9.2	5 +/- 1%	BC
<i>Indonesia</i>	Julio, 2005	7.4	5 +/- 1%	G + BC
<i>Rumania</i>	Agosto, 2005	9.3	3 +/- 1%	G + BC
<i>Turquía</i>	Enero, 2006	7.7	5.5 +/- 2%	G + BC
<i>Serbia</i>	Septiembre, 2006	10.8	4 – 8%	G + BC
<i>Armenia</i>	Noviembre, 2006	5.2	4.5 +/- 1.5%	
<i>Ghana</i>	Mayo, 2007	10.5	8.5 +/- 2%	G + BC
<i>Uruguay</i>	2007		3 – 7%	
<i>Albania</i>	2009	3.7	3 +/- 1%	
<i>Georgia</i>	2009		5%	
<i>Moldavia</i>	2010		5 +/- 1.5	
<i>República Dominicana</i>	2011		4 +/- 1%	
<i>Uganda</i>	2012		5 +/- 2%	
<i>Japón</i>	Enero, 2013		2%	
<i>Paraguay</i>	2013		4 +/- 2%	
<i>Rusia</i>	Julio 2014		4%	
<i>Kazakstán</i>	Diciembre, 2015		5 – 7%	
<i>India</i>			4 +/- 2%	

Fuente: Elaboración propia con base en (FMI & Roger, 2009)

Desde la crisis financiera asiática en 1997-1998, la meta de inflación se ha vuelto cada vez más popular en todo el mundo y es vista como el "estado del arte de la política monetaria", el interés mundial en metas de inflación es la falta de un ancla nominal para las expectativas de inflación, y la mayoría de estos países se han movido a un régimen de tipo de cambio más flexible (Ouyang & Rajan, 2016). La adopción de un MIO en las economías asiáticas fue en parte incitada por recomendaciones del Fondo Monetario Internacional (FMI). Corea, Filipinas, Indonesia y Tailandia adoptaron este régimen a fines de la década de 1990; por otro lado, Hong Kong, Malasia y Singapur emplearon una política monetaria utilizando instrumentos económicos como: la paridad del tipo de cambio y las tasas de interés con el fin de mantener la estabilidad de los precios y con ellos sustentar el crecimiento económico de esta región.

Para Ouyang & Rajan (2016) las principales características de los objetivos de inflación en Asia son los siguientes:

- La mayoría de las economías asiáticas que implementaron objetivos inflacionarios desvinculados pasaron a un régimen de metas de inflación después de la crisis financiera asiática.
- El índice general de precios al consumidor (IPC) se ha adoptado más comúnmente en estos países que el IPC subyacente.
- La mayoría de los países anunciaron objetivos de inflación precisos con un marco de tiempo que generalmente es establecido por un comité de política monetaria, lo que refleja el compromiso de los BC para implementar un régimen de metas de inflación.
- Parece que solo Filipinas y Corea anunciaron explícitamente sus cláusulas de escape para el régimen de metas de inflación.
- En términos de responsabilidad y transparencia de las políticas, más de la mitad de los países incluidos publican sus reportes inflacionarios de manera trimestral, lo que sugiere que la política monetaria se vuelve más transparente bajo los regímenes de metas de inflación.

Los regímenes de metas de inflación tienden a mejorar el desempeño macroeconómico controlando la inflación y las expectativas inflacionarias, así como regir su política de tasas de interés a largo plazo, contribuyendo así a un mayor crecimiento del PIB y una menor volatilidad (Barnebeck, Malchow-Møller, & Nordvig, 2014; Bernanke, Laubach, Mishkin, y Posen, 1999; Roger, 2010). Además, DeBelle, Masson y Savastano (1998) han opinado que los objetivos de inflación obligan a los BC's a mirar hacia el futuro y tomar decisiones políticas antes de que las situaciones (presiones inflacionarias) se salgan de control.

Como se observa en la (Tabla 2) uno de los elementos de mayor relevancia es el tipo de régimen cambiario que implementan cada una de las economías, ya que con ello se puede interpretar la postura de cada BC, se muestra que para el caso de los países que utilizan el MIO la política se basa en un tipo de cambio flotante, en el cual la autoridad monetaria compra o vende divisas para mantener el tipo de cambio en su nivel predeterminado o dentro de un rango. El tipo de cambio sirve, así como el ancla nominal o el objetivo intermedio de la política monetaria (FMI, 2016). Por otro lado, se encuentra el caso de los países que no sostienen un MIO en los que su sistema monetario varía en un régimen cambiario que

implementa ya sea una caja de conversión (fijación dura), acuerdos de estabilización (fijación débil) u otros acuerdos monetarios.

A pesar de este movimiento hacia los regímenes de metas de inflación, muchas economías asiáticas siguen preocupadas por la variabilidad del tipo de cambio debido a su posible impacto negativo del comercio y la inversión. Rose (2008) exploró este tema utilizando datos mensuales entre 1990 y 2005 para 42 países y encontró que la meta de inflación conduce a una volatilidad más baja del tipo de cambio efectivo real (REER) que en regímenes alternativos. En contra parte Edwards (2006) examinó si la volatilidad de los tipos de cambio difería en los regímenes de metas de inflación en comparación con los países que no los utilizaban. Concluyó que la volatilidad aumenta con los objetivos de inflación como resultado de regímenes cambiarios flexibles, pero después de controlar la variabilidad del tipo de cambio está volcado. En otras palabras, la adopción de regímenes de metas de inflación per se no aumentó el grado de volatilidad del tipo de cambio. Los autores concluyeron que no había evidencia de que la meta de inflación mejoró el desempeño macroeconómico (inflación, producción y tasas de interés).

Toda autoridad monetaria usa diferentes instrumentos para lograr alcanzar un crecimiento en su economía para un agregado monetario como lo puede ser el dinero de reserva, M1 o M2 entre algunas otras. Esto conlleva a un anuncio público de objetivos numéricos para la inflación, con un compromiso institucional por parte del BC para lograr estos objetivos, generalmente se hace en un horizonte de mediano plazo. Además de incluir una mayor comunicación con el público y los mercados sobre las estrategias y objetivos de los responsables y así una mayor responsabilidad de para lograr sus objetivos de inflación.

Desde la década de 1980, se ha observado una fuerte caída en la producción y la variabilidad de la inflación en los países desarrollados. Han surgido tres explicaciones para este proceso: una disminución de las conmociones externas o 'buena suerte' (Hamed, Levin y Wilson 2002; Walsh 2009); mejores prácticas en empresas e industrias (McCarthy y Zakrajšek 2007); y cambios en la política económica, principalmente en política monetaria (Galí y Gambetti 2009). En este período, la política monetaria se ha convertido en la principal herramienta de influencia para estabilizar las tasas de inflación, y muchos países desarrollados y en desarrollo adoptan el régimen de inflación como su estrategia monetaria.

MIO se caracteriza por establecer un objetivo de inflación explícito, con un mayor énfasis en las expectativas de inflación, junto con la transparencia y la responsabilidad en las acciones de los BC's (Svensson 2011).

Sin embargo, algunos autores cuestionan la capacidad del MIO para estabilizar la inflación, sostienen que la implementación de este modelo no es significativa con relación a los periodos anteriores a éste y que no diferencia el comportamiento de la inflación entre los países que los utilizan y los que no lo llevan a cabo. Además, aunque una de las principales contribuciones del MIO sería el anclaje de las expectativas de inflación entorno a las bajas tasas reales de inflación (Capistrán y Ramos-Francia 2010, Carrasco y Ferreiro 2013, Gürkaynak, Levin y Swanson 2006, 2007), se ha observado que los países que no tienen este tipo de política también han anclado las expectativas de inflación a niveles bajos.

Por otro lado, otros autores argumentan que los efectos de un modelo de inflación se explican por la aplicación de algunas de sus características, como la mayor autonomía de los BC's, la eliminación del financiamiento monetario de los déficits públicos y las políticas de comunicación y transparencia de los BC's (Arnone et al., 2007; Cukierman, 2008; Frankel, 2010). Para FMI (2005) la política monetaria será solo efectiva en aquellas economías que cumplan ciertas condiciones previas, que incluyen:

1. Independencia institucional.
2. Infraestructura.
3. Sistema financiero saludable.

Si esto fuera correcto, la mejora en la estabilidad de los precios sería el resultado de estas condiciones y no debido a un MIO. Esto significa que es el diseño institucional del BC, en términos de su dependencia de relación con las autoridades políticas respectivas, lo que importa para el desempeño de la inflación, y no el tipo de estrategia de política monetaria implementada. Otro problema es el papel desempeñado por el tipo de cambio, aunque MIO

Tabla 2. Régimen de los países del Sureste Asiático.

	COREA	FILIPINAS	HONG KONG	INDONESIA	MALASIA	SINGAPUR	TAILANDIA
Fecha de adopción	Enero, 2001	Enero, 2002	N/A	Julio, 2005	N/A	N/A	Mayo, 2000
Índice de precios objetivo	IPC general	IPC general		IPC general			IPC general
Tasa objetivo	2.5-3.5% (2013-2015)	3% ± 1% (2015-2018)		4% ± 1% (2015)			2.5% ± 1.5% (2015)
Horizonte objetivo	3 años	2 años		3 años			1 año
Cláusulas de escape	Cambios causados por la fuerza mayor	Sí, en caso de shocks en los precios del petróleo, en el suministro de alimentos y políticas gubernamentales		Ninguna			Ninguna
Responsabilidad	Ninguna	Explicación pública de la naturaleza de la violación y pasos para abordarla		Ninguno, pero el parlamento puede solicitar informes en cualquier momento			Explicación pública de la violación y pasos tomados para abordarla
Objetivo fijado por	BC + G	BC + G		BC + G			BC + G
Publicación y responsabilidad	Informe de política monetaria y presentación al parlamentario, publicación de reuniones de política monetaria	Informa trimestral de inflación, publicación de reuniones de política monetaria		Informe trimestral de política monetaria e informe anual al público			Informe de política monetaria, pronósticos de inflación y publicación de los modelos utilizados.
Tipo de régimen cambiario	Flotante	Flotante	Caja de conversión (fijación dura)	Flotante	Otro acuerdo monetario	Acuerdos de estabilización	Flotante

Fuente: Elaboración propia con base en (Ouyang & Rajan, 2016)

se asocia con una tasa de cambio flexible, es de enfatizar el papel clave desempeñado por la tasa de cambio en las economías de mercado emergentes de ésta política monetaria. Aktas y Cortuk (2012) muestran que la política monetaria de Turquía presta especial atención al objetivo de la estabilidad financiera, tratando de evitar la apreciación del tipo de cambio impulsada por las entradas de capital y las altas tasas de interés.

Por lo tanto, se puede decir que existen tres pilares fundamentales que podría definir a este régimen: a) la independencia, b) la rendición de cuentas y c) la transparencia del BC.

Si bien la independencia del BC sigue siendo una de las características institucionales con más polémica en la literatura económica se puede concluir que existe un consenso en la que se acepta la necesidad de contar con un BC autónomo. El argumento principal por lo cual se cae en esta conformidad se basa en las tentaciones monetarias que enfrentan los políticos electos y por lo cual entran en un conflicto con la política monetaria ya que para ellos les es imposible ser imparciales a los beneficios y pueden carecer de las calificaciones de expertos en el campo. Al dejar en manos de un BC independiente el cumplimiento de una política monetaria éste solo buscara encontrar la estabilidad a largo plazo mas no caer en las tentaciones económicas a corto plazo. Una conclusión general de esta literatura es que la independencia del BC tiende a estar asociada con un mejor desempeño de la inflación, aunque hay alguna evidencia de que este resultado se aplica únicamente a las economías desarrolladas (Cukierman et al (1992)).

En la medida que los BC son independientes entra en juego la responsabilidad democrática o la rendición de cuentas ya que se requieren de estos mecanismos para legitimar la posición en la que se encuentra la institución. Demertzis et al. (1998) define a la rendición de cuentas como el significado de que los responsables de las políticas pueden y tendrán que hacer frente por los problemas económicos de los objetivos bajo su cuidado, es decir, los encargados de las políticas serán responsables de que tan cerca los indicadores de rendimiento económico llegan a los valores objetivos establecidos. Por otro lado, una característica clave junto con la independencia y la rendición de cuentas es la transparencia la cual representa el tercer pilar del gobierno del BC, ésta es utilizada como un aliado como se señala en el Código de Buenas Prácticas sobre Transparencia en las Políticas Monetarias y Financieras del FMI (1999), refiriéndose a un entorno en el que los objetivos de la política, su marco legal, institucional

y económico, las decisiones de política y su lógica, datos e información relacionados con las políticas monetarias y los términos de responsabilidad de las agencias se brindan al público de manera comprensible, accesible y oportuna.

1.2. REVISIÓN DE LA LITERATURA SOBRE INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA

La relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria a lo largo de las últimas décadas ha recibido un mayor interés de los investigadores al ser dos factores determinantes que intervienen en el desarrollo de las distintas economías. Friedman (1977) escribió en su célebre conferencia de recepción del premio nobel: "Una explosión de inflación produce una fuerte presión para contrarrestarla". La política va de una dirección a otra, lo que fomenta una gran variación en la tasa de inflación real y anticipada. Todos reconocen que existe una gran incertidumbre acerca de cuál será la inflación real en un intervalo futuro específico. Por lo tanto, de acuerdo con lo argumentado por Friedman se puede pensar que un aumento en el promedio de la tasa de inflación conduce a una política errante por parte de la autoridad monetaria y con ello a una mayor incertidumbre inflacionaria sobre la inflación futura. Esta incertidumbre que exista una ineficiente diversificación de los recursos por parte de las personas y por lo tanto genera efectos negativos en el crecimiento del producto. Ball (1992) formaliza el argumento de Friedman en su modelo con la presencia de dos tipos de formuladores de políticas con diferentes preferencias que alternan estocásticamente en el poder, por un lado con una mayor inflación se genera una mayor incertidumbre inflacionaria, ya que los agentes no saben cuándo las autoridades monetarias con una postura más dura sobre la inflación reemplazarán a las actuales, por otro lado cuando la inflación es baja los responsables de las políticas tratarán de mantenerlo así, por lo que la incertidumbre con respecto a la inflación futura también será baja, esta relación nos indica que existe la presencia de información asimétrica entre el público y el creador de políticas.

La relación empírica entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria se ha estudiado ampliamente a lo largo de las últimas 3 décadas, y los resultados han aceptado en gran medida la predicción de Friedman-Ball. Aunque en contraposición a esta hipótesis se puede encontrar que la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria puede tener un efecto negativo,

según Pourgerami - Maskus (1987) las tasas de inflación altamente variables pueden no ser muy preocupantes si son, al mismo tiempo, predecibles. En tales casos, los agentes económicos pueden tomar medidas para protegerse de la inflación o desinflación que generalmente se anticipa invirtiendo en la generación de predicciones precisas, ya que el costo de equivocarse también aumenta. Por lo tanto, se dice que el error de predicción (e) denotado por [1.5] depende de la tasa de inflación (π) y de la inversión en generar pronósticos (I).

$$e = g(\pi, I) \quad [1.5]$$

Siguiendo la hipótesis Friedman-Ball nos muestra que: $\partial e / \partial \pi = g_1 > 0$, lo cual indica un efecto positivo entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria y por su parte Pouggerami - Markus demuestran que $\partial e / \partial I = g_2 < 0$, apuntando a un efecto contrario demostrando así que invirtiendo en la generación de predicciones el error será menor y con ello los costos se verán minimizados. De hecho, la correlación positiva entre inflación e incertidumbre inflacionaria indicada en los estudios empíricos también puede surgir del tipo de causalidad opuesta a la descrita por Friedman-Ball, es decir, un efecto causal positivo de la incertidumbre inflacionaria sobre la inflación.

En otras investigaciones Cukierman – Meltzer (1986) y Cukierman (1992) sugieren la posibilidad de que la incertidumbre inflacionaria pueda causar una mayor inflación a medida que el BC presente aversión a la inflación, pero a la vez, está dispuesto aprovecharse de un entorno incierto para producir sorpresas inflacionarias que estimulen la economía lo que llevara a un menor crecimiento económico a largo plazo. Ellos plantean el supuesto de que la función objetivo de los políticos y el proceso de la oferta del dinero tiene componentes aleatorios. Cabe mencionar que el efecto de la incertidumbre en la toma de decisiones económicas no es lo mismo en el corto plazo que en el largo plazo, ya que a un menor tiempo es más probable que afecte las decisiones temporales, mientras que a un mayor intervalo de tiempo afecta más seriamente a las decisiones intertemporales haciendo así que los costos sean mayores en este periodo. Devereux (1989) extiende el trabajo de Cukierman – Meltzer indicando que en economías con bajos niveles de indexación salarial (los policymakers) tienen un incentivo adicional para crear sorpresas en la inflación, dando lugar a mayores tasas

medias de inflación y con ello encontrar evidencia de un comportamiento oportunista de la autoridad monetaria.

En contraposición Holland (1995) y Grier & Perry (1998) analizan la existencia de una relación inversa entre la incertidumbre inflacionaria y la tasa de inflación aceptando la dirección de causalidad que existe de la primera hacia la segunda, además de encontrar evidencia de que los shocks positivos tienen un mayor impacto que los negativos por lo tanto la incertidumbre es costosa para la economía y el BC podría actuar de una manera estabilizadora. Es decir, la incertidumbre puede incentivar al BC a reducir la tasa de inflación para disminuir los costos de la incertidumbre.⁴ A partir de lo mencionado anteriormente se muestran (Tabla 3) las diferentes hipótesis acerca del comportamiento de las variables en cuestión.

Tabla 3. Hipótesis sobre la relación inflación-incertidumbre inflacionaria

Hipótesis	Efecto causal	Impacto
Friedman - Ball	Inflación a incertidumbre	Positivo
Pourgerami - Maskus	Inflación a incertidumbre	Negativo
Cukierman – Meltzer	Incertidumbre a inflación	Positivo
Holland	Incertidumbre a inflación	Negativo

Fuente: Elaboración propia

De acuerdo con los trabajos empíricos de Friedman - Ball (1992), Cukierman - Meltzer (1986) y Holland (1995) se utilizan modelos GARCH para medir el impacto causal de la incertidumbre inflacionaria sobre la inflación. Davis y Kanago (2000) proveen una revisión exhaustiva de estudios sobre el tema. La incertidumbre inflacionaria es medida usualmente a través de la varianza condicional de las series de inflación en el marco de los modelos Autorregresivos Generalizados Condicionales Heteroscedásticos (GARCH). La ventaja de este marco es que permite modelar la variabilidad de la inflación a través del tiempo (Perrotini & Rodríguez, 2012, pp.2). Esta técnica estima un modelo de la varianza de las perturbaciones no predecibles en una variable (inflación, o una variable proxy de ella), en lugar de simplemente calcular una medida de variabilidad de resultados pasados (una

⁴ Grier & Perry (1996,1997) muestran que la incertidumbre inflacionaria causa un aumento en la dispersión de precios y una disminución en la tasa de crecimiento económico en Estados Unidos. Por lo tanto, es muy probable que la incertidumbre inflacionaria sea muy costosa para la economía.

desviación estándar móvil). En los modelos GARCH la noción de incertidumbre corresponden a la estimación de una varianza residual que varía en el tiempo. Para encontrar y demostrar las hipótesis planteadas anteriormente se emplean modelos autorregresivos de heteroscedasticidad condicional (ARCH) propuestos por Engle (1983) los cuales muestran que es posible modelar simultáneamente la media condicional y la varianza de una serie tomando en cuenta que los pronósticos condicionales son muy superiores a los pronósticos incondicionales. Los modelos ARCH proporcionan estimaciones variables en el tiempo de la varianza condicional de la inflación, especificada como una función lineal de los errores de predicción al cuadrado actuales y pasados.

Engle demostró que para probar la hipótesis de que no hay presencia de autocorrelación en la varianza del error ($H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$) se lleva a cabo la siguiente regresión:

$$\pi_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^q B_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad [1.6]$$

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad [1.7]$$

donde \hat{u}_t , denota los residuales de MCO obtenidos en el modelo de regresión original y probando la hipótesis mediante la prueba F usual. Cabe resaltar que si se encuentra un efecto ARCH se tendría que aplicar mínimos cuadrados generalizados (MCG) a los datos transformados. Por otro lado, Bollerslev (1986)⁵ retoma la idea de Engle con la diferencia de que el incluye varianzas pasadas en el modelo.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad [1.8]$$

⁵ T. Bollerslev, "Generalized Autorregresive Conditional Heteroscedasticity", en Journal of Econometrics, vol. 31, 1986, pp. 307-326.

Como se muestra en el modelo [1.8] el simple GARCH (1,1), enuncia que la varianza condicional de u en el tiempo t depende no solo del término de error al cuadrado del periodo anterior, sino también de su varianza condicional en el periodo anterior. Este modelo puede generalizarse al modelo GARCH (p, q) en el que existen p términos rezagados del término de error al cuadrado y q términos de las varianzas condicionales rezagadas (Gujarati & Porter, 2010, p. 796).

Cabe mencionar que un simple GARCH (1,1), o el modelo simétrico GARCH, impone simetría en la respuesta de incertidumbre a los choques inflacionarios para lo cual se cuenta con la existencia de distintas variedades de modelos GARCH asimétricos los cuales proporcionan menos restricciones sobre el comportamiento de la incertidumbre, entre los cuales se encuentran el umbral GARCH (TGARCH) es empleado por Zakoian (1994), el GARCH exponencial (EGARCH) es estimado por Fountas, Ioannidis, & Karanasos (2004) y Wilson (2006) y las especificaciones del proceso GARCH en media (GARCH-M).

Glosten, Jaganathan y Runkle (1994) mostraron cómo permitir que los efectos de las buenas y malas noticias tengan diferentes efectos sobre la volatilidad. En cierto sentido, $\varepsilon_{t-1} = 0$ es un umbral tal que los choques mayores que el umbral tienen efectos diferentes a los choques por debajo del umbral (Enders, 2015, pp. 155). Se puede considerar el proceso de umbral GARCH (TARCH) como:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \lambda_1 d_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad [1.9]$$

Donde d_{t-1} es una variable dummy la cual es igual a uno si $\varepsilon_{t-1} < 0$ y es igual a cero si $\varepsilon_{t-1} \geq 0$.

Se puede predecir a través del modelo TGARCH que los valores positivos de ε_{t-1} están asociados con un valor cero de d_{t-1} . Por consiguiente, si $\varepsilon_{t-1} \geq 0$, el efecto de un shock en h_t es $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$. En cambio, cuando $\varepsilon_{t-1} < 0$, d_{t-1} toma el valor de 1 y el efecto del choque en h_t es $(\alpha_1 + \lambda_1) \varepsilon_{t-1}^2$. Si $\lambda_1 > 0$, los shocks negativos tendrán mayores efectos en la volatilidad que los positivos y se puede concluir que el efecto umbral existe en la serie. Por otro lado, Nelson (1991) propuso una especificación que no requiere de restricciones de no negatividad (EGARCH):

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) + \lambda_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad [1.10]$$

Cabe destacar que existen tres características en estos modelos fundamentales a partir de lo notado anteriormente:

1. La varianza condicional está formada en logaritmos lineales los cuales no pueden ser negativos y por tanto es aceptable que los valores de los coeficientes sean negativos.
2. El modelo EGARCH usa el valor del error estandarizado de ε_{t-1} es decir, lo divide entre $(h_{t-1})^{0.5}$ para así interpretar de una manera más natural la persistencia y el tamaño de los shocks.
3. El modelo EGARCH permite efectos de apalancamiento. Si $\varepsilon_{t-1}/(h_{t-1})^{0.5}$ es positivo el efecto del shock en el logaritmo de la varianza condicional es $\alpha_1 + \lambda_1$ y si por el contrario es negativo el efecto es $-\alpha_1 + \lambda_1$.

Aunque el modelo EGARCH tiene algunas ventajas sobre otros modelos también se puede decir que éste es difícil el pronóstico de la varianza condicional. El proceso GARCH en media (GARCH-M) aumentado por la inflación rezagada, permiten la posibilidad de una relación de retroalimentación simultánea entre la inflación y la incertidumbre. Así mismo, dada la importancia de la estabilidad de precios a largo plazo, utilizamos los modelos componentes GARCH para descomponer la incertidumbre de la inflación en un componente temporal o permanente y examinar si la inflación pasada y el MIO afectan la incertidumbre a largo plazo. Los resultados tienen implicaciones importantes para el diseño de la política monetaria dada la experiencia de focalización de una década (Kontonikas, 2004, pp. 526). Cada uno de estos modelos permite que los choques inflacionarios positivos tengan diferentes efectos en las estimaciones de incertidumbre que en los impactos negativos.

Se puede encontrar diferentes estudios empíricos (tabla 4) en los cuales estos modelos han sido de gran ayuda para demostrar las diferentes hipótesis propuestas por los investigadores antes descritos y con ello encontrar la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria. Los resultados presentados en cada uno de estos estudios indican que no existe un consenso acerca de la causalidad entre estas dos variables

Tabla 4. Resumen de los modelos de estimación.

Investigación	Metodología	Periodo	Países	Relación causal
Chen, Shen & Xie (2008)	Modelo de regresión flexible no lineal	1965 - 2003	Taiwán, Hong Kong, Singapur y Corea del Sur	$h_t \rightarrow \pi_t$ (Hong Kong) $\pi_t \leftrightarrow h_t$ (Taiwán, Singapur y Corea del Sur)
Bredin, Elder & Fountas (2009)	VAR - GARCH - M	1963 - 2005	India, Corea del Sur, Malasia, Filipinas y Singapur.	$h_t \rightarrow \pi_t$ (mixta)*
Hakan & Sahin (2010)	EGARCH	1987 - 2007	Turquía	*****
Jiranyakul & Opiela (2010)	AR (p) -EGARCH (1,1)	1970 - 2007	5 países de la ASEAN	$\pi_t \leftrightarrow h_t$ (en todos los países)
Kumail & Naqvi (2010)	GJR - GARCH, EGARCH	1976 - 2008	Pakistán	$\pi_t \rightarrow h_t$
Balcilar, Abidin & Cakan (2011)	GARCH	1957 - 2006	Japón, USA Y Reino Unido	$\pi_t \leftrightarrow h_t$ (en todos los países)
Zubaidi, Aishah & Rijal (2011)	L1 – ARCH	1925 – 2003	5 países de la ASEAN	$\pi_t \rightarrow h_t$ (en todos los países)
Hamizah (2013)	EGARCH	1980 - 2011	5 países de la ASEAN	$\pi_t \rightarrow h_t$ (en todos los países)
Hartmann & Roestel (2013)	VARX - MGARCHM - M	1990 - 2010	34 economías desarrolladas y emergentes	*****
Daniela, Mihail – Ioan & Sorina (2014)	GARCH	1996 - 2012	Rumania, República Checa, Hungría, Polonia y Turquía	$\pi_t \rightarrow h_t$ (Hungría y Polonia) $\pi_t \leftrightarrow h_t$ (República Checa, Rumania y Turquía)
Buth, Kakinaka & Miyamoto (2015)	AR (p) – EGARCH (1,1)	1995 – 2013	Camboya, la República Democrática Popular Lao y Vietnam	$\pi_t \rightarrow h_t$ (Camboya y Vietnam) $\pi_t \leftrightarrow h_t$ (República Democrática Popular Lao)
Akhtar & Arwatchanakam (2016)	GARCH	1965 - 2013	Tailandia	$\pi_t \rightarrow h_t$
Jiang (2016)	GARCH	1986 - 2011	China	$h_t \rightarrow \pi_t$
Zamin, Zubaidi, Siong & Shah (2017)	VAR - EGARCH, VAR – M-GARCH	1980 - 2014	Pakistán, India, Bangladesh y Sri Lanka	$\pi_t \rightarrow h_t$ (Pakistán) $h_t \rightarrow \pi_t$ (Sri Lanka e India) $\pi_t \leftrightarrow h_t$ (Bangladesh)

Fuente: Elaboración propia

CAPÍTULO 2. MODELOS DE SERIES TEMPORALES REFERENTES AL INDICE NACIONAL DE PRECIOS AL CONSUMIDOR DEL SURESTE ASIÁTICO

2.1. PROPIEDADES DE METODOLOGÍA DE MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIO CON ERRORES CORRELACIONADOS SERIALMENTE

Es importante saber que el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) se le atribuye al matemático alemán Carl Friedrich Gauss quien investigo acerca de éste desde 1794 aunque lamentablemente no dio a conocer su estudio hasta 1809, mientras que por otro lado el francés Adrien-Marie Legendre fue quien publicó la primera versión del método en 1805 desatando con ello un gran debate en el cual Gauss lo supero debido a que llevo su definición al extremo de una manera que Legendre no tenía. Este método es el más común para la estimación de modelos de regresión lineal ya que a partir de él se obtienen los parámetros desconocidos de una relación estocástica $y_i = \beta x_i + \varepsilon_i$. Es necesario hacer una distinción entre los valores poblacionales (β , ε_i) y la estimación realizada a partir de ellos en la muestra (b , e_i), por lo tanto, la regresión poblacional es $E[y_i | x_i] = x_i \beta$, mientras que la estimación de $E[y_i | x_i]$ se denota como:

$$\hat{y}_i = x_i \beta \quad [2.1]$$

Mientras que la perturbación aleatoria asociada al punto i-esimo es:

$$\varepsilon_i = y_i - x_i \beta \quad [2.2]$$

Para cada valor de b se estima ε_i a partir de los residuos

$$e_i = y_i - x_i b \quad [2.3]$$

A partir de las definiciones anteriores se tiene:

$$y_i = x_i \beta + \varepsilon_i$$
$$y_i = x_i b + e_i \quad [2.4]$$

El valor β es un vector de parámetros desconocidos de la distribución de probabilidad y_i cuyos valores se estiman a partir de los datos de la muestra. No obstante, resulta instructivo

comenzar por considerar la elección del vector b de modo que la línea ajustada $x_i b$ se acerque a los puntos de los datos ya que este acercamiento constituye el criterio de ajuste del investigador el cual emplea con mayor frecuencia la técnica de MCO al ser más intuitivo y matemáticamente más sencillo (Greene, 1999, pp. 206).

Se puede hablar de algunas propiedades estadísticas las cuales se sustentan en consecuencia de utilizar MCO, es decir, se mantienen por ciertos supuestos sobre la forma de generar los datos:

1. Los estimadores de MCO se expresan únicamente en términos de cantidades (es decir X y Y) muestrales. Por consiguiente, se calculan con facilidad.
2. Son estimadores puntuales: dada la muestra, cada estimador proporciona un solo valor (puntual) del parámetro poblacional pertinente.
3. Una vez obtenidos los estimadores MCO de los datos de la muestra. Se obtiene sin problema la línea de regresión muestral. La línea de regresión así obtenida tiene las siguientes propiedades:

a) Pasa a través de las medias muestrales de Y y X , en el caso de dos variables se puede expresar como $\bar{Y} = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \bar{X}$.

b) El valor medio de Y estimada $= \hat{Y}_i$ es igual al valor medio de Y real para

$$\begin{aligned}\hat{Y}_i &= \hat{\beta}_1 + \beta_2 X_i \\ &= (\bar{Y} - \beta_2 \bar{X}) + \beta_2 X_i \\ &= \bar{Y} + \beta_2 (X_i - \bar{X})\end{aligned}$$

Al sumar ambos lados de esta última igualdad sobre los valores muestrales y dividir por el tamaño n de la muestra además de aprovechar que $\sum(X_i - \bar{X}) = 0$ se obtiene:

$$\bar{\hat{Y}} = \bar{Y}^6$$

c) El valor medio de los residuos $\hat{u}_i = 0$.⁷

d) Los valores de los residuos \hat{u}_i no están correlacionados con el valor pronosticado de Y_i :

$$\sum \hat{y}_i \hat{u}_i = 0$$

e) Los residuos \hat{u}_i no están correlacionadas con X_i ; es decir:

$$\sum \hat{u}_i X_i = 0$$

El modelo de Gauss, modelo clásico o estándar de regresión lineal (MCRL) plantea diez supuestos⁸ que se deben de cumplir para poder utilizar MCO:

I. Modelo de regresión lineal: El modelo es lineal en los parámetros, aunque puede o no ser lineal en las variables.

II. Valores fijos de X o valores de X independientes del término de error: Los valores que toma la regresora X pueden considerarse fijos en muestra repetidas (regresora fija) o haber sido muestreados junto con la variable dependiente Y (regresora estocástica). Se supone que la(s) variable(s) X y el término de error son independientes entre sí, esto es:

$$cov(X_i, u_i) = 0$$

III- El valor medio de la perturbación u_i es igual a cero: Dado el valor de X_i , el valor esperado del término de error aleatorio u_i es cero esto implica que no hay sesgo de especificación o error de especificación en el modelo y por tanto X_i y u_i no están correlacionadas⁹:

⁶ Se debe señalar que este resultado es correcto únicamente cuando el modelo de regresión incluye el término del intercepto β_1 , cuando está ausente del modelo, este resultado no se da necesariamente.

⁷ Este resultado también requiere que el término del intercepto β_1 esté presente en el modelo

⁸ Es un modelo clásico en el sentido de que Gauss lo empleó por primera vez en 1821 y desde entonces sirve como norma o patrón con el cual comparar los modelos de regresión que no satisfacen los supuestos gaussianos.

⁹ Sin embargo, lo contrario no es válido porque la correlación es una medida sólo de asociación lineal. Es decir, aunque X_i y u_i no estén correlacionadas, la media condicional de u_i dada X_i puede no ser cero. No obstante, si X_i y u_i están correlacionadas, $E(u_i | X_i)$ debe ser un número distinto de cero, lo que viola el supuesto.

$$E(u_i|X_i) = 0$$

O, si X no es estocástica:

$$E(U_i) = 0$$

Cuando el modelo de regresión no está correctamente especificado se puede hablar de ello ocurre por la falta de variables explicativas importantes, la inclusión de variables innecesarias o elegir una relación equivocada entre las variables Y y X.

IV. Homoscedasticidad o varianza constante de u_i : La varianza del término de error o de la perturbación es la misma sin importar el valor de X:

$$\begin{aligned} \text{var}(u_i) &= E[u_i - E(u_i|X_i)]^2 \\ &= E(u_i^2|X_i), \text{ por el supuesto 3} \\ &= E(u_i^2), \text{ si } X_i \text{ son variables no estocásticas} \\ &= \sigma^2 \end{aligned}$$

Este supuesto de homoscedasticidad, o igual (homo) dispersión (cedasticidad), o igual varianza expresa que las poblaciones Y correspondientes a diversos valores X tienen la misma varianza, es decir, la variación alrededor de la línea de regresión es la misma para todos los valores de X; no aumenta ni disminuye conforme varía X. En contraparte donde la varianza condicional de la población de Y varía con X. Esta situación se conoce como heteroscedasticidad, o dispersión desigual, o varianza desigual:

$$\text{var}(u_i|X_i) = \sigma_i^2$$

donde el subíndice sobre σ^2 indica que la varianza de la población Y ya no es constante.

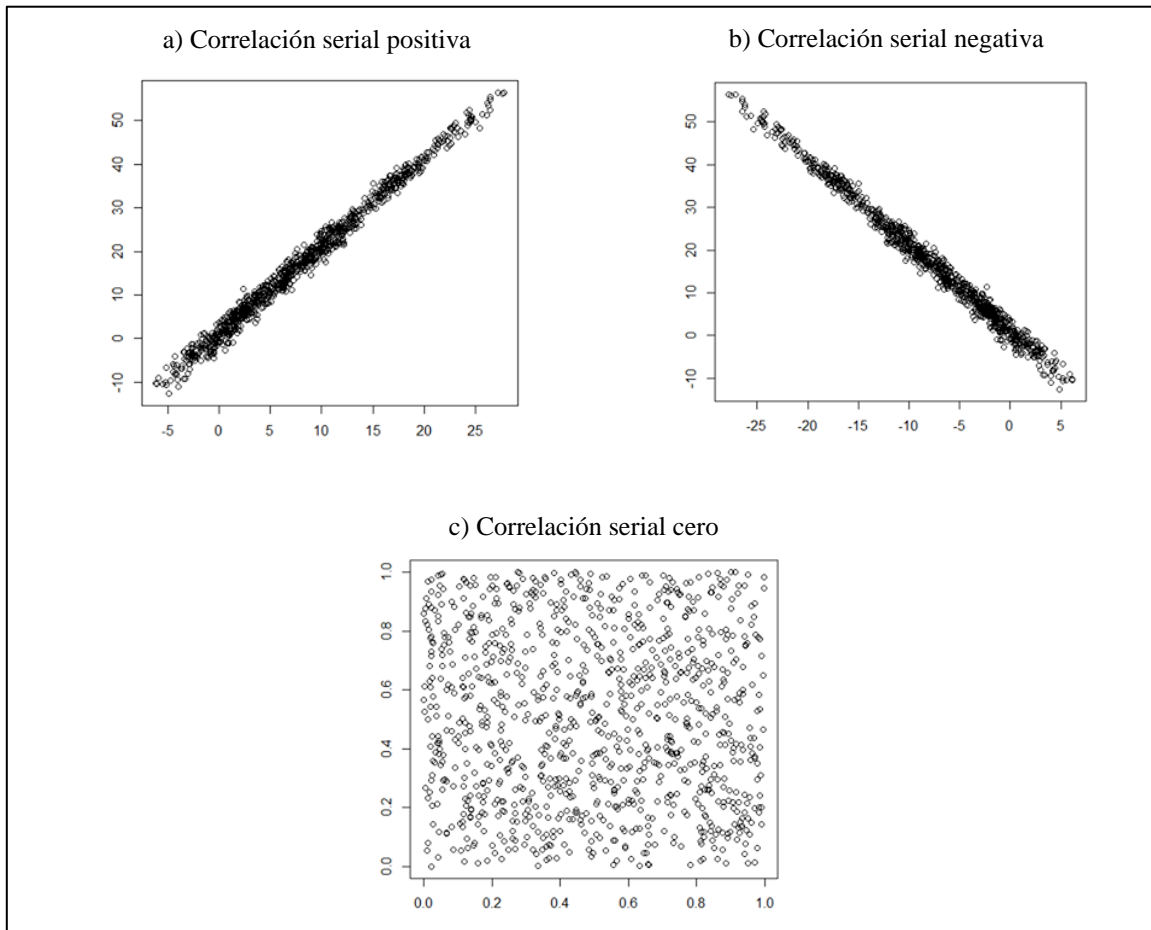
V. No hay autocorrelación entre las perturbaciones: Teniendo dos valores, X_i y X_j ($i \neq j$), la correlación entre dos u_i y u_j ($i \neq j$) es cero, es decir, se muestrean de manera independiente:

$$\text{cov}(u_i, u_j|X_i, X_j) = 0$$

$$\text{cov}(u_i, u_j) = 0, \text{ si } X \text{ no es estocástica}$$

Éste supuesto es de no correlación serial o no autocorrelación, es decir, dado X_i las desviaciones de dos valores de Y de sus valores promedio no muestran ningún patrón ya sea positiva o negativa.

Gráfico 1. Tipos de correlación serial



Fuente: Elaboración propia a través de simulaciones

En la figura a) se denota que las u están correlacionadas positivamente y por otro el contrario en b) se muestra que las u están correlacionadas negativamente, mientras que en la figura c) podemos ver que no existe ningún patrón sistemático entre las perturbaciones por lo cual se dice que existe una correlación cero.

VI. El número de observaciones n debe ser mayor que el número de parámetros a estimar: Es decir, $n > \beta_i$.

VII. La naturaleza de las variables X: Debe haber variabilidad en los datos de las variables X, por lo tanto, $\text{var}(X)$ debe ser un número positivo, además no se pueden encontrar valores atípicos¹⁰ de la variable X.

VIII. No debe de haber colinealidad exacta entre las variables X: Es decir, se establece la no existencia de una relación lineal exacta entre X_1 y X_2 , a esto se le conoce como supuesto de no colinealidad, o de no multicolinealidad cuando hay más de una relación lineal exacta. Se puede expresar la no colinealidad de manera formal como la no existencia de un conjunto de números λ_1 y λ_2 al menos uno diferente de cero, tal que:

$$\lambda_1 X_{1i} + \lambda_2 X_{2i} = 0$$

Si hay dicha relación lineal, se dice que X_1 y X_2 son colineales o linealmente dependientes mientras si $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$, se dice que X_1 y X_2 son linealmente independientes.

IX. No hay sesgo de especificación: Esto quiere decir que el modelo está especificado correctamente.

2.2. PROCESOS ESTOCÁSTICOS ESTACIONARIOS

Se puede decir que un proceso estocástico o aleatorio es una compilación de variables aleatorias ordenadas en el tiempo¹¹ denotada por $Y(t)$ si es una variable continua, pero si es discreta se expresa como Y_t . Es posible encontrar dos tipos de procesos estocásticos a) estacionarios y b) no estacionarios. El primero también conocido como ruido blanco a recibido gran atención y se encuentra que este proceso se presenta cuando la media y la varianza de la serie son constantes en el tiempo y el valor de su covarianza entre varios periodos depende solo de la distancia o rezago de los mismo periodos y no del tiempo en el cual se calculó la covarianza¹² (Gujarati & Porte, 2010, pp.740). Para este caso la estacionalidad débil sea Y_t in proceso estocástico se denota como:

¹⁰ Valores muy grandes en relación con el resto de las observaciones.

¹¹ El término "estocástico" proviene de la palabra griega "stokhos", que significa "blanco" u "objetivo".

¹² Una serie de tiempo es estrictamente estacionaria si todos los momentos de su distribución de probabilidad, y no sólo los dos primeros (es decir, la media y la varianza), son invariantes respecto del tiempo. Sin embargo, si el proceso estacionario es normal, el proceso estocástico débilmente estacionario también es estrictamente estacionario, pues el proceso estocástico normal está del todo especificado por sus dos momentos, la media y la varianza.

$$\begin{aligned}
\text{Media:} & \quad E(Y_t) = \mu \\
\text{Varianza:} & \quad \text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \\
\text{Covarianza:} & \quad \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]
\end{aligned}$$

donde γ_k es la covarianza entre los valores Y_t y Y_{t+k} en el rezago k , es decir entre dos valores Y separados k periodos. Si $k = 0$ obtenemos γ_0 , que es la varianza de Y ; si $k = 1$, se tiene la covarianza entre dos valores adyacentes de Y . Por otro lado, se tienen los procesos estocásticos no estacionarios o también llamados modelos random walk o de caminata aleatoria (MCA)¹³. Se puede hablar de la existencia de dos tipos de MCA por una parte se encuentran las caminatas aleatorias sin deriva, es decir, no contiene un término de intercepto o constante:

$$Y_t = Y_{t-1} + \sum u_t$$

donde, se puede observar que el valor de Y_t es igual a su valor rezagado $t-1$ más un término de perturbación o también conocida como tendencia estocástica, por lo tanto, se puede hablar de un proceso AR (1). En contra parte se puede hablar de caminatas aleatorias con deriva o con un término constante denotado como:

$$Y_t = \beta + Y_{t-1} + u_t \quad [2.5]$$

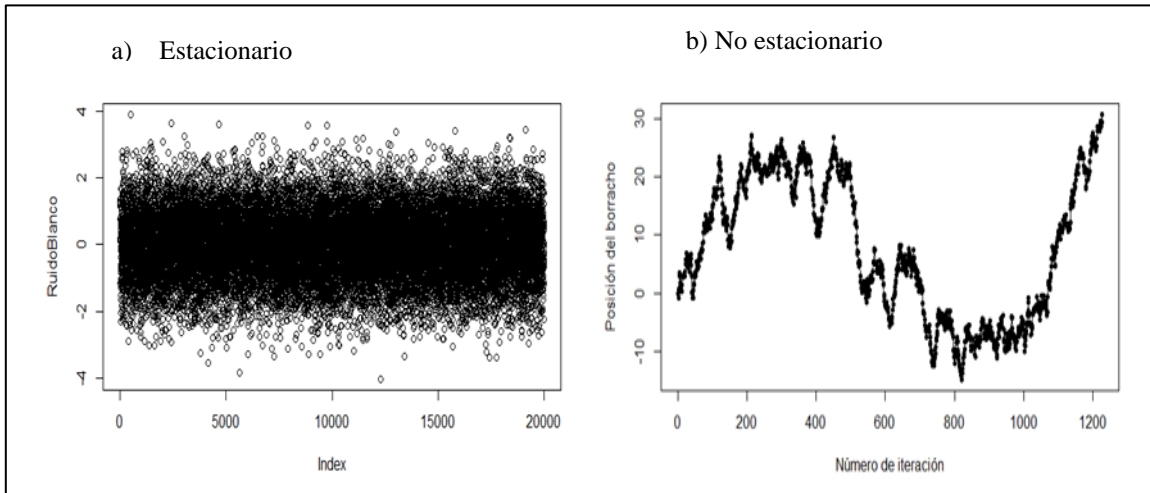
donde, β se conoce como el parámetro de deriva o constante teniendo así al igual que con deriva se tiene un proceso AR (1). De manera gráfica se puede observar la diferencia entre un modelo estacionario y uno no estacionario.

Cabe destacar que un MCA es un caso especial de lo que se conoce como proceso de raíz unitaria, proceso no estacionario o tendencia estocástica lo cuales se consideran sinónimos en la bibliografía, a partir de [2.5] se puede obtener:

¹³ El término “caminata aleatoria” a menudo se compara con el caminar de un borracho. Al dejar la cantina, el borracho se mueve una distancia aleatoria u_t en el tiempo t y continúa caminando de manera indefinida, con lo cual a la larga se aleja cada vez más de la cantina. Lo mismo se dice de los precios de las acciones. El precio de hoy de las acciones es igual al precio de ayer más un choque aleatorio.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad [2.6]$$

Gráfico 2. Procesos estocásticos



Fuente: Elaboración propia a través de simulaciones

donde u_t es un término de error de ruido blanco. Si $\rho = 1$ se convierte en un MCA (sin deriva), entonces se cae en un problema de raíz unitaria o de no estacionariedad, por otro lado, si $|\rho| < 1$ se demuestra que la serie de tiempo es estacionaria.

Sin embargo, no se puede estimar la función mediante MCO ya que para una prueba de raíz unitaria está demasiado sesgada. Por lo tanto, se manipula el MCA restando Y_{t-1} en ambos lados de la ecuación:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t$$

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$$

donde $\delta = (\rho - 1)$ y Δ , es el operador de primeras diferencias. Por lo tanto, si $\delta=0$, entonces $\rho=1$; es decir, tenemos una raíz unitaria. Por otro lado, si $\delta < 0$ entonces la serie es estacionaria. Para encontrar el valor estimado de Y_{t-1} se utiliza una prueba distinta a la comúnmente utilizada (t) ya que este estimador no sigue esta distribución al encontrarse sesgada y por lo

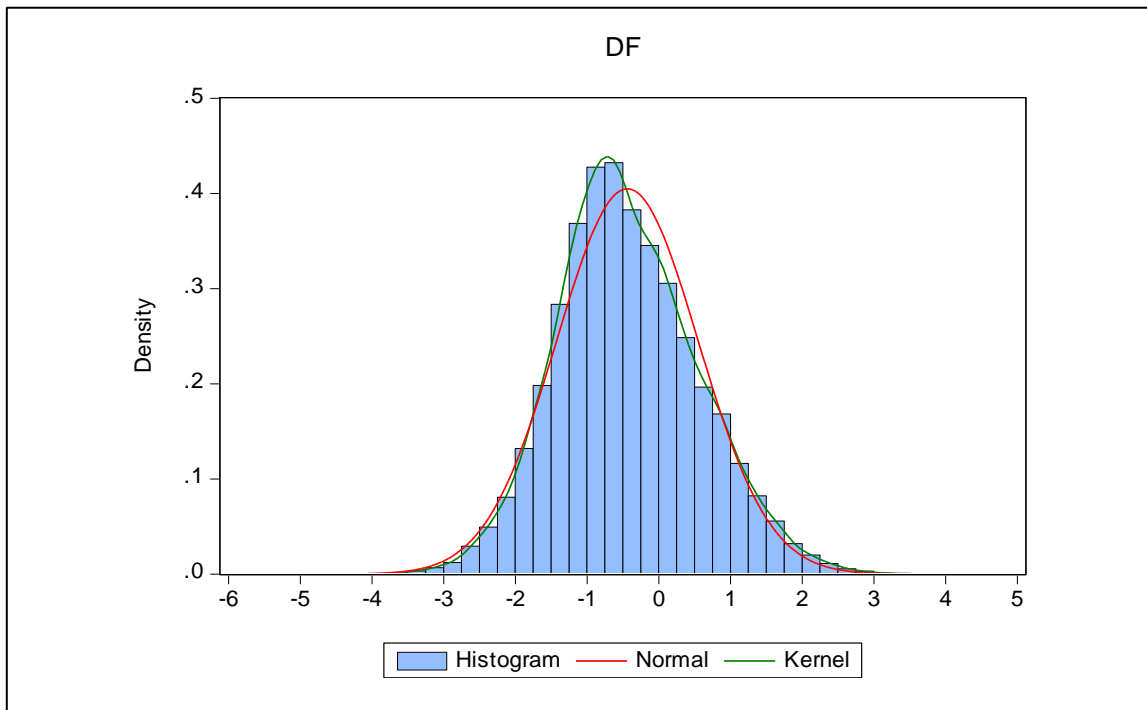
cual Dickey y Fuller (1979) al igual que otros investigadores (Tabla 5) se tomaron la tarea de realizar a través de simulaciones Monte Carlo la obtención de los valores del estadístico para la prueba τ (TAU). Al realizar simulaciones a través de método Monte Carlo se puede observar (Gráfica 3) que se generan 500 muestras con 50000 repeticiones cada una de ellas, para demostrar el valor de la distribución Kernel (Tau) en contraparte con una distribución Normal evidenciando así un sesgo existencial en la prueba y encontrando evidencia de los valores críticos del estadístico a un nivel de significancia del 5%.

Tabla 5. Simulaciones para la obtención del estadístico Tau

	Muestras	Repeticiones	Prueba Tau (5%)
Charemza y Deadman (1992)	50	50000	-1.949
Patterson (2000)	500	25000	-1.943
Brooks (2002)	1000	50000	-1.95
Enders	100	10000	-2.89
Simulación	500	50000	-1.95

Fuente: Elaboración propia.

Gráfico 3. Prueba Dickey Fuller Aumentada (DFA)



Fuente: Elaboración propia a través de simulaciones.

2.3. FUNCIÓN DE AUTOCORRELACIÓN SIMPLE Y PARCIAL

Una prueba para encontrar estacionariedad en una serie es la llamada función de autocorrelación (FAC) en la cual se estructura la correlación de un modelo de series de tiempo observado a través de diagramas denominados correlogramas los cuales permiten observar la relación entre $\widehat{\rho}_k$ respecto al rezago k:

$$\widehat{\rho}_k = \frac{\widehat{\gamma}_k}{\widehat{\sigma}^2}$$

donde, $\widehat{\gamma}_k$ es la covarianza en el rezago k y $\widehat{\sigma}^2$ es la varianza, obteniendo con ello la FAC la cual se encuentra en un intervalo de -1 y +1. Para encontrar dicha relación se debe encontrar antes $\widehat{\gamma}_k$ y $\widehat{\sigma}^2$ muestrales denotado como:

$$\widehat{\gamma}_k = \frac{\sum(Y_t - \mu) - (Y_{t+k} - \mu)}{n}$$

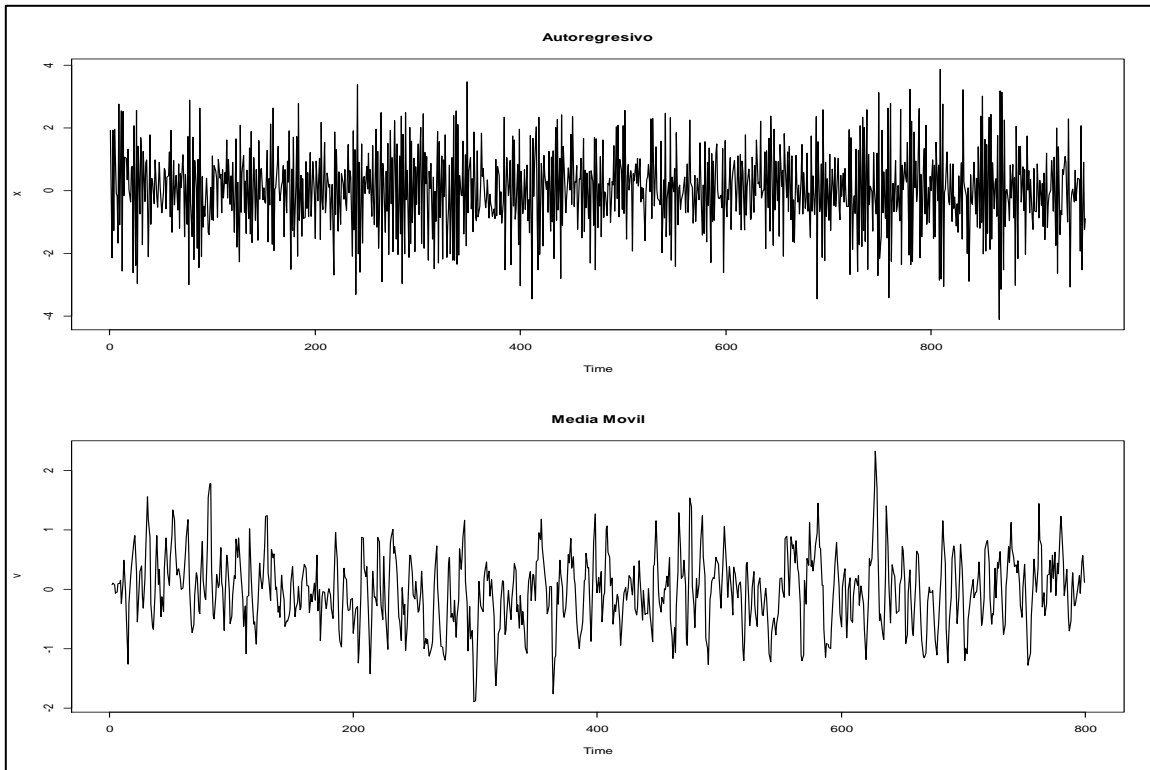
$$\widehat{\sigma}^2 = \frac{\sum(Y_t - \mu)^2}{n}$$

donde, n es el tamaño de la muestra y μ es la media muestral.

Se puede considerar que estos tipos de funciones sirven como instrumentos para identificar y estimar modelos de series de tiempo dentro de los cuales existen diferentes procesos como lo son: los autorregresivos (AR) y las medias móviles (MA) al igual que una combinación de ellos (ARMA) considerando sus diferentes características en cada uno de ellos destacando que los procesos antes mencionados muestra comportamientos similares en un análisis gráfico y que a simple vista no se notaría distinción para lo cual los correlogramas de la FAC y la FACP¹⁴ ayudan para diferenciar cada uno de ellos. Se puede observar (Gráfica 4) que tanto en un proceso AR (p) y un MA (q) el grafico tradicional no es de mucha ayuda ya que se muestran comportamientos similares.

¹⁴ La autocorrelación parcial ρ_{kk} (FACP), mide la correlación entre observaciones (series de tiempo) separadas k periodos y mantiene constantes las correlaciones en los rezagos intermedios (es decir, rezagos menores de k). En otras palabras, la autocorrelación parcial es la correlación entre Y_t y Y_{t-k} después de eliminar el efecto de las Y intermedias.

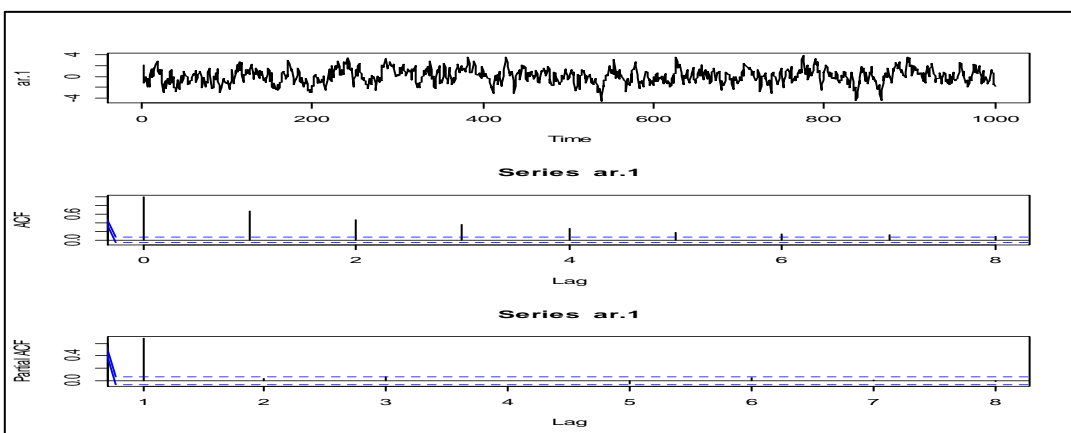
Gráfico 4. Simulación de un proceso autorregresivo y de media móvil



Fuente: Elaboración propia a través de simulaciones.

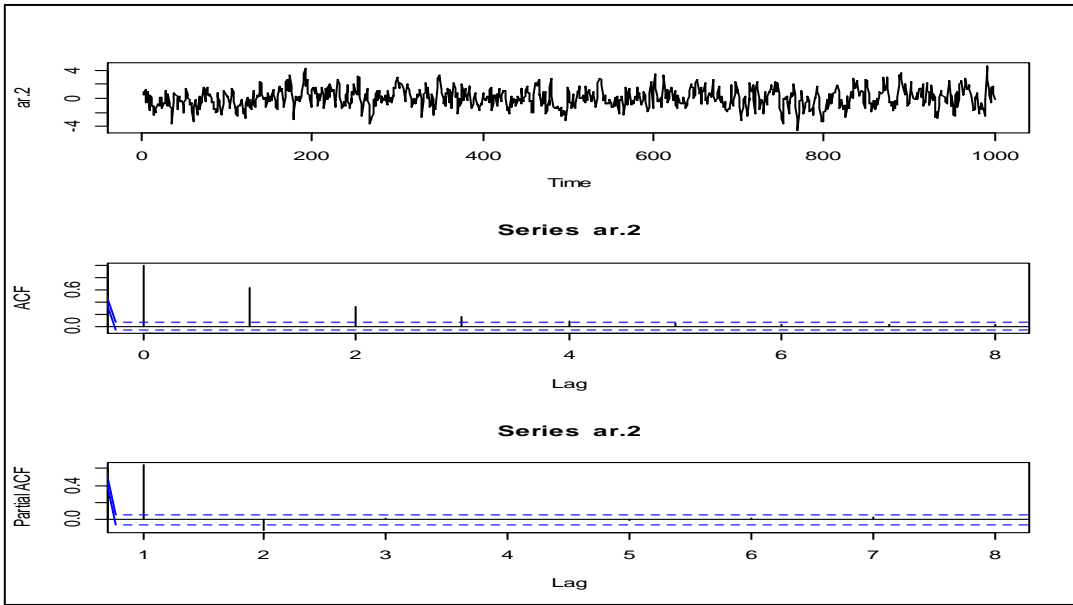
Mientras que al hacer un análisis de la FAC Y FACP para los distintos AR, MA y ARMA se puede encontrar las diferencias que existen entre ellos. Ilustramos a través de simulaciones en R diferentes procesos como: AR (1), AR (2), MA (1), MA (2), ARMA (1,1).

Gráfico 5. Proceso autorregresivo (1)



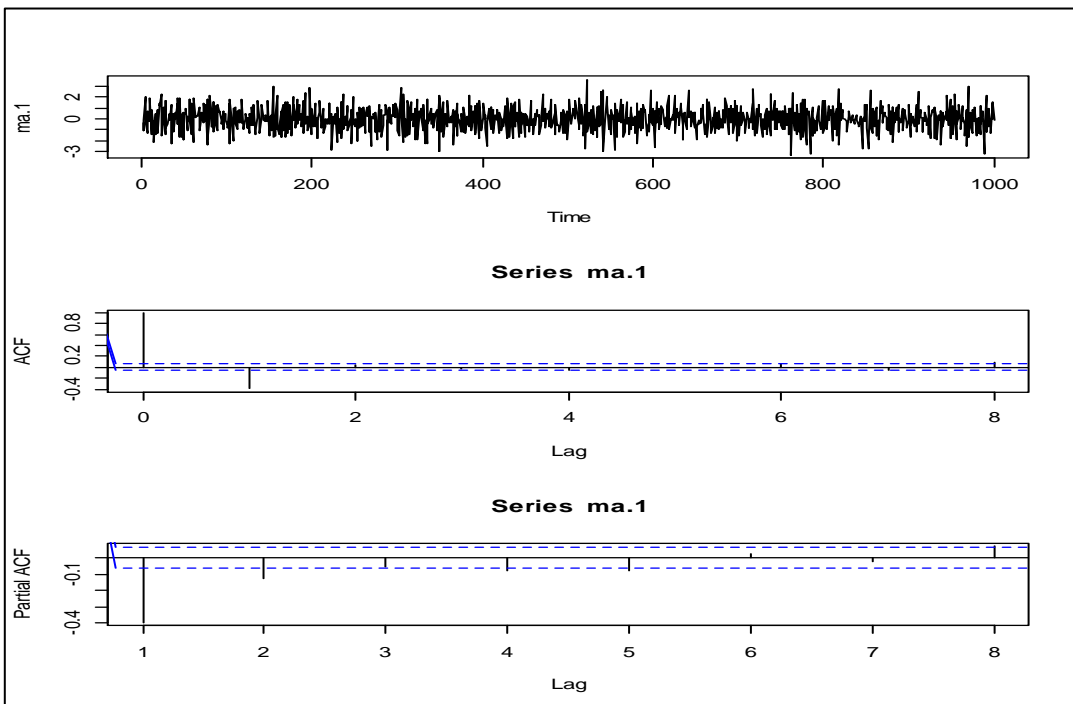
Fuente: Elaboración propia a través de simulaciones.

Gráfico 6. Proceso autorregresivo (2)



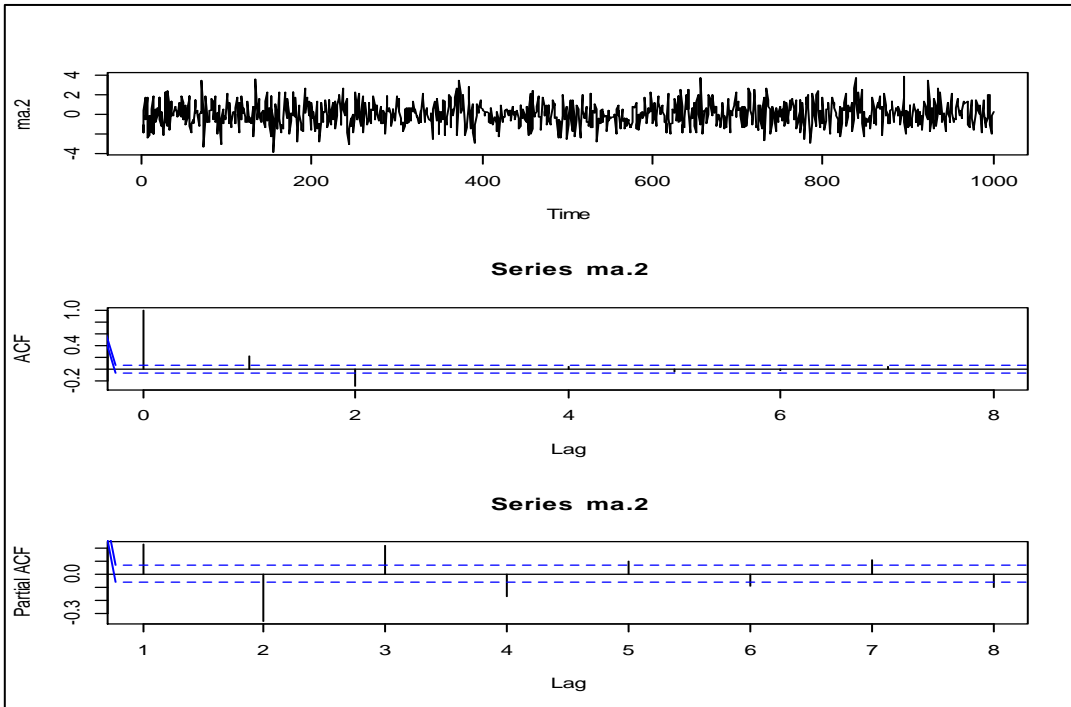
Fuente: Elaboración propia a través de simulaciones.

Gráfico 7. Proceso de medias móviles (1)



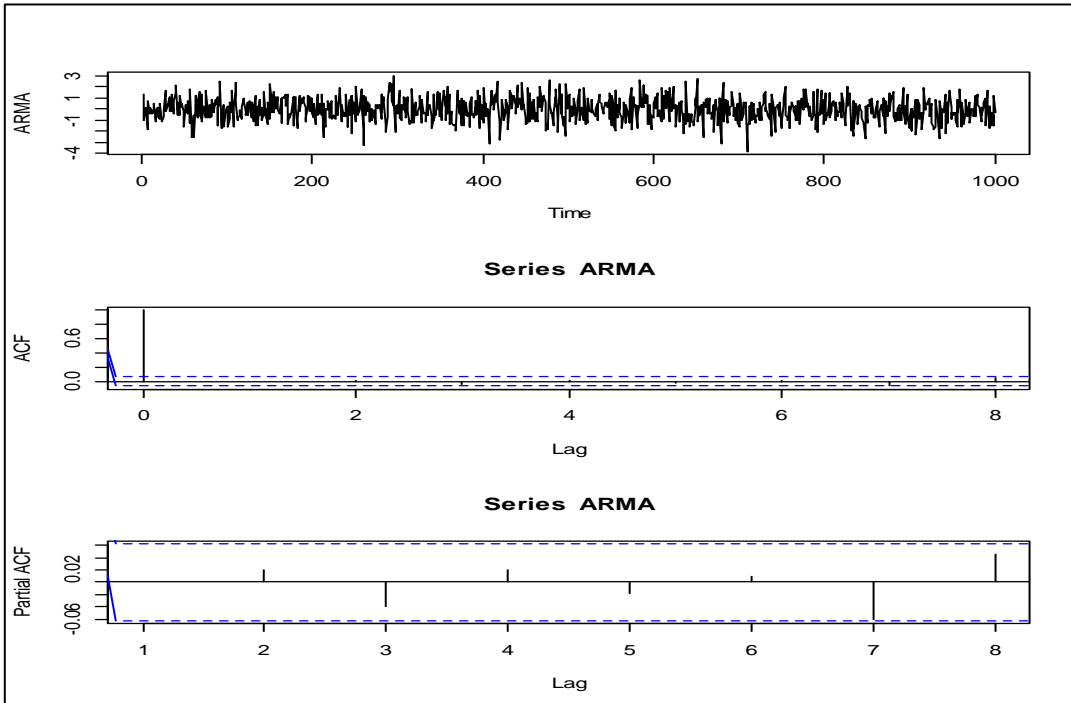
Fuente: Elaboración propia a través de simulaciones.

Gráfico 8. Proceso de medias móviles (2)



Fuente: Elaboración propia a través de simulaciones.

Gráfico 9. Proceso autorregresivo y de medias móviles (1,1)



Fuente: Elaboración propia a través de simulaciones.

Mientras que se sabe que las series de tiempo pueden contener estos dos tipos de componentes (AR y MA) cabe mencionar que la literatura habla de algunos patrones para identificar el proceso que interfiere a través de la FAC y FACP:

Tabla 6. Patrones teóricos de FAC y FACP

Tipo de modelo	Patrón típico de FAC	Patrón típico de FACP
AR (p)	Disminuye exponencialmente o con un patrón de onda sinusoidal achatada o ambos	Picos significativos en los rezagos q ,
MA (q)	Picos significativos en los rezagos q .	Decrece exponencialmente
ARMA (p, q)	Decrece exponencialmente	Disminuye exponencialmente

Fuente: Elaboración propia con base en (Gujarati & Porter, 2010)

2.4. METODOLOGIA BOX-JENKINS

En 1976, George E. P. Box y Gwilym M. Jenkins publicaron su libro *Time Series Analysis. Forecasting and Control* en el cual mencionan aplicaciones prácticas haciendo énfasis en la planeación económica y financieras, a través de pronósticos de series de tiempo utilizando la metodología propuesta por ellos y llamada Box-Jenkins (BJ).

La metodología de BJ es un proceso iterativo que consiste en extraer los movimientos predecibles de los datos observados y separarlos de la parte no predecible o completamente aleatoria y así construir modelos lineales de series de tiempo basándose en dos grandes principios: (1) el principio de parsimonia¹⁵ y el principio del mejoramiento iterativo¹⁶ (González, 2011, p. 23).

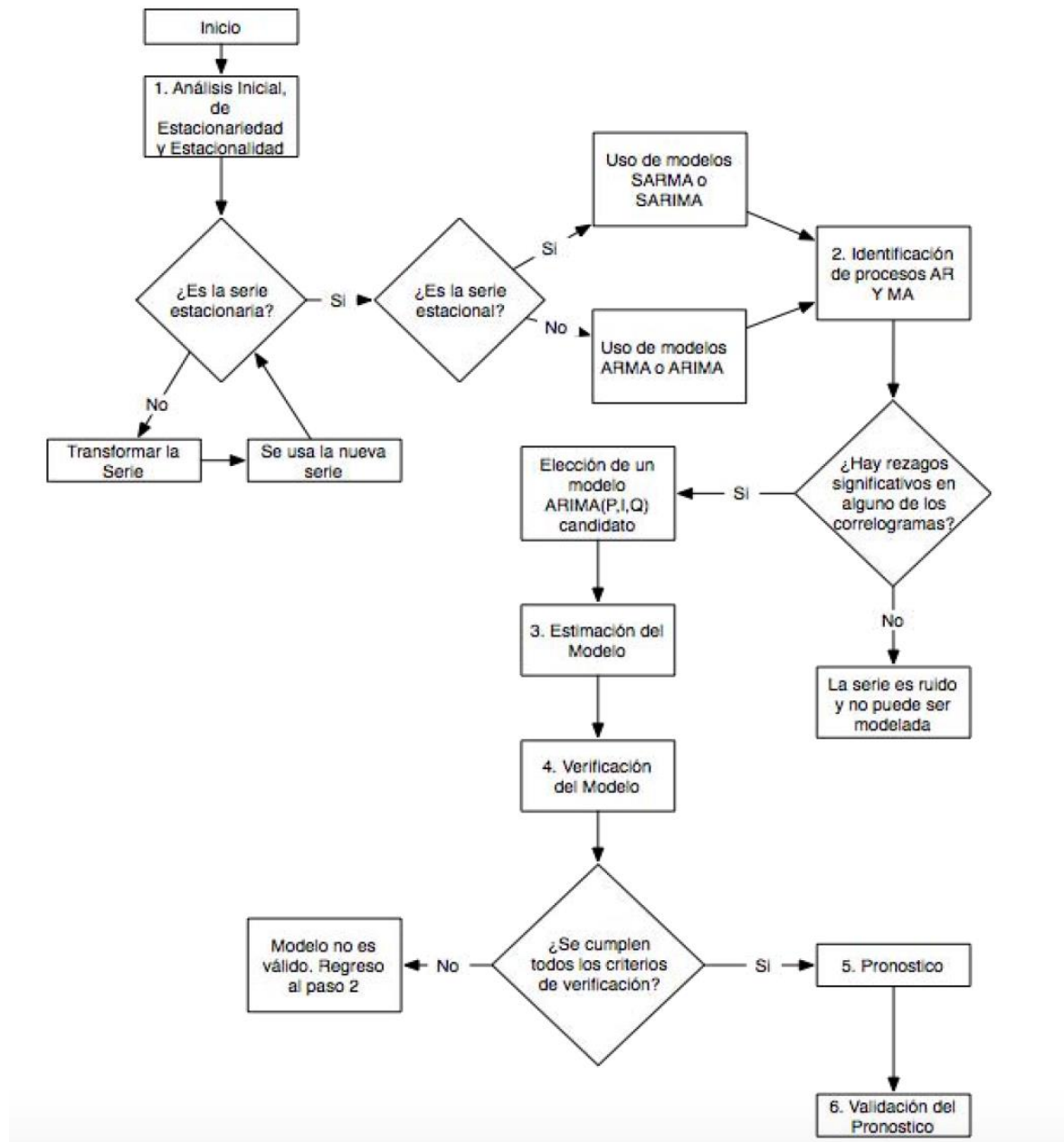
El enfoque de BJ hace uso de tres componentes lineales: el autorregresivo, el de integración y el de medias móviles. Cabe señalar que algunos paquetes estadísticos como Eviews y R ofrecen una herramienta para generar un modelo automáticamente que pretende ser el mejor,

¹⁵ Consiste en elegir el modelo más sencillo que sea suficientemente representativo de los datos.

¹⁶ En el cual a partir de un modelo sencillo y factible se harán mejoramientos sucesivos hasta llegar al mejor modelo o al más satisfactorio.

pero la decisión de tomar o no el modelo es del analista ya que puede haber aspectos importantes que el software no considere. Si el analista decide hacer caso omiso a la herramienta del paquete estadístico, existen una serie de pasos a considerar dentro de la metodología BJ los cuales se presentan en el siguiente diagrama:

Gráfico 10. Diagrama de flujo metodología Box-Jenkins



Fuente: Elaboración propia.

Como se muestra en el diagrama (Gráfico 10), es necesario realizar un análisis inicial el cual consiste en identificar la existencia de estacionariedad además de saber si existe un componente estacional en la serie. Para esto existen diversas pruebas, las cuales demuestran la existencia de estacionariedad o no como pueden ser un análisis gráfico, la prueba del correlograma y la prueba de raíz unitaria.

Antes de aplicar una prueba formal, siempre es recomendable graficar los datos de la serie de tiempo en la que se está trabajando para así mediante un análisis visual identificar la existencia o no de estacionariedad. Además, la prueba del correlograma que es simplemente los gráficos de la función de autocorrelación (FAC) y la función de autocorrelación parcial (FACP) respecto a la longitud del rezago (2.3) funcionan para encontrar la presencia de estacionariedad (o no estacionariedad) mediante la medición de la correlación entre las observaciones (series de tiempo) separadas k periodos y manteniendo constantes las correlaciones en los rezagos intermedios (Gujarati & Porter, 2010, p. 778). Por último, la prueba de raíz unitaria al igual que las anteriores sirve para percibir estacionariedad en la serie a través de una prueba estadística Dickey-Fuller Aumentada (DFA), en los tres casos mencionados se busca contar con una serie estacionaria para poder trabajar en ella ya que si no es así se deben de incurrir a aplicar transformaciones aritméticas (primeras diferencias, logaritmos) las cuales permitirán eliminar la no estacionalidad y posteriormente se buscaría saber si la serie cuenta con un componente estacional.

Cabe mencionar que la estacionalidad está presente en series a intervalos de corto plazo en el tiempo, como pueden ser mensual o trimestral destacando que no todas las series con ese periodo muestran el patrón estacional. La manera más sencilla de demostrar la presencia de un componente estacional es indagando sobre el correlograma resultante de la función de autocorrelación parcial (FACP) y así encontrar evidencia de este problema. Si existe evidencia de este componente entonces se sigue con el diagrama descrito utilizando modelos SARMA o SARIMA dependiendo de la serie estudiada o en caso contrario emplear modelos sin este componente como son modelos ARMA o ARIMA.

En el punto de la identificación de procesos AR y MA existe de igual forma una identificación visual de los correlogramas resultantes de la FAC y FACP para encontrar los valores de los parámetros (p, q) y/o (P, Q) . Gracias a la correcta implementación de paquetes estadísticos

se hace más accesible la obtención de estos procesos mediante la utilización de comandos preestablecidos (autoarima). Si se quisieran determinar los procesos AR y MA sin el software se tienen que encontrar rezagos significativos en los correlogramas, si no es así la serie no puede ser modelada ya que trata de un ruido blanco.

Después de seleccionar un modelo ARIMA particular y de estimar sus parámetros, tratamos de ver si el modelo seleccionado se ajusta a los datos en forma razonablemente buena, pues es posible que exista otro modelo ARIMA que también lo haga¹⁷. Una simple prueba del modelo seleccionado es ver si los residuales estimados a partir de este modelo son un ruido blanco; si lo son, aceptamos el ajuste particular; si no lo son, debemos empezar de nuevo. Por tanto, la metodología BJ se denomina como un proceso iterativo (Gujarati & Porter, 2010, p. 777).

Posteriormente tras identificar los valores adecuados de (p, q) y/o (P, Q) se deben de estimar los parámetros de los términos autorregresivos y de medias móviles a través de diversos paquetes estadísticos y así mismo examinar si se cumplen los criterios de verificación de dicho modelo. La metodología BJ concluye con la elaboración un pronóstico y la validación de este ya que dicho método es más confiable que los modelos econométricos tradicionales, en particular en el caso de pronósticos de corto plazo. Por supuesto, cada caso debe realizarse y verificarse en el software de su preferencia.

2.5. CAMBIO ESTRUCTURAL

Cuando se utiliza un modelo de regresión que implica a una serie de tiempo, es posible encontrar un cambio estructural en la relación de la regresada Y y las regresoras. Por cambio estructural nos referimos a que los valores de los parámetros del modelo no permanecen constantes a lo largo de todo el periodo, esto se puede generar a partir de cambios en las políticas de una economía, guerras, u otras causas diversas (Gujarati & Porter, 2010, p. 254).

Con el fin de saber si se tiene la presencia de un cambio estructural en una serie de tiempo, se debe tomar en cuenta la relación entre los parámetros de intercepto y de pendiente, es decir si esta serie es dividida en un punto donde se piensa que se presenta un cambio, las subseries generadas deben de cumplir con que sus coeficientes serán iguales en ambas para negar la

¹⁷ Es por esto que el diseño de modelos ARIMA de Box-Jenkins es un arte más que una ciencia; se requiere gran habilidad para seleccionar el modelo ARIMA correcto.

presencia de este fenómeno. En caso contrario se debe incurrir a corroborar la información de una manera más formal aplicando la prueba de Chow, que simplemente es una prueba F la cual determina si una función de regresión difiere en dos grupos.

Se puede aplicar esta prueba a dos periodos diferentes de tiempo obteniendo con ello una forma de la prueba agrupada (SRC restringida) y otra para los dos periodos estimados por separado (SRC no restringida). Gujarati (2010) propone que los mecanismos de la prueba Chow son los siguientes:

a) Se estima la regresión $Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_t + u_t$ de la serie completa, que resulta apropiada si no hay inestabilidad en los parámetros, obteniendo la SRC con $gl = (n - k)$, donde k es el número de parámetros estimados y SRC la suma de residuos al cuadrado restringida (SRC_R), debido a que se obtiene de la restricción de suponer que no existe diferencia entre los parámetros de las regresiones:

$$Y_t = \lambda_1 + \lambda_2 X_t + u_{1t} \quad [2.7]$$

$$Y_t = \gamma_1 + \gamma_2 X_t + U_{2t} \quad [2.8]$$

Es decir, $\lambda_1 = \gamma_1$ y $\lambda_2 = \gamma_2$ y por tanto las regresiones de los subperíodos no son diferentes.

b) Se estima [2.7] y se obtiene la suma de residuos al cuadrado (SRC_1) con $gl = (n_1 - k)$.

c) Se estima [2.8] y se obtiene la suma de residuos al cuadrado (SRC_2) con $gl = (n_2 - k)$.

d) Como los dos conjuntos de muestras se consideran independientes, se pueden sumar SRC_1 y SRC_2 para obtener a lo que se le llama suma de residuos al cuadrado no restringida (SRC_{NR}), es decir:

$$SRC_{NR} = SRC_1 + SRC_2 \quad \text{con } gl = (n_1 + n_2 - 2k)$$

e) La idea detrás de la prueba de Chow es que si SRC_1 y SRC_2 son estadísticamente diferentes se tendrá la certeza de que existe un cambio estructural presente. Por lo tanto, se tiene:

$$F = \frac{(SRC_R - SRC_{NR})/k}{(SRC_{NR})/(n_1 + n_2 - 2k)} \sim F[k, (n_1 + n_2 - 2k)] \quad [2.9]$$

Chow demostró que, según la hipótesis nula, las regresiones [2.7] y [2.8] son estadísticamente iguales (es decir, no hay cambios estructurales ni rupturas), así que [2.9] sigue una distribución F con k y $(n_1 + n_2 - 2k)$ grados de libertad.

f) Por lo cual se puede decir que no se rechaza la hipótesis nula de la estabilidad paramétrica si el valor de F calculado no excede el valor crítico F obtenido de la tabla F en el nivel de significancia elegido.

A pesar de contar con esta prueba existen otros métodos que nos permiten determinar la presencia de un cambio estructural, en estos comúnmente se utilizan variables dicótomas con el fin de solo asignar el número uno cuando el fenómeno está presente y cero cuando no es así, y con ello saber si en verdad ocurrió una ruptura en algún periodo determinado en la serie.

Para realizar la prueba Chow se debe contar con información a priori la cual determina en qué observación será correcto dividir la muestra, sin embargo, pueden existir situaciones en donde no se cuente con ello y será necesario recurrir a otras técnicas.

Como se ha mencionado anteriormente las series financieras suelen tener comportamientos no estacionarios los cuales pueden ser observados mediante un simple análisis gráfico o aplicando pruebas estadísticas más formales, este problema se puede presentar debido a que la varianza de la serie no es contante en el tiempo, es decir, heteroscedasticidad, idea relacionada con el concepto de volatilidad.

CAPÍTULO 3. MODELANDO LA VOLATILIDAD DE LOS PRECIOS EN EL SURESTE ASIÁTICO.

3.1. PROCESOS ARCH Y GARCH

Una característica especial de la volatilidad en variables financieras es que no es directamente observable, lo cual dificulta la evaluación de la predicción de los modelos Heteroscedásticos condicionales, debido a esto y al riesgo de utilizar solo una inspección informal se tienen ciertas características claves para identificar los comportamientos de la variable llamados hechos estilizados (Enders, 2015, p. 118-123):

1. Muchas de las series muestran una clara tendencia. Los rendimientos de los bonos de Estados Unidos (Tabla 7a) muestran que el porcentaje a lo largo de 20 años denota una clara tendencia a la baja.
2. La volatilidad de las series no es constante a lo largo del tiempo. Se observa (Tabla 7b) que la varianza es diferente en las observaciones al mostrarse unos picos que son significativos en comparación con algunos otros a lo cual se le conoce como heteroscedasticidad.
3. Los choques de las series pueden mostrar un alto grado de persistencia. Al tener un notable incremento en el precio del litro de gasolina (Tabla 7c) éste se seguirá viendo reflejado a lo largo del tiempo por lo cual será difícil que regrese a su trayectoria inicial.
4. Algunas series parecen serpentear. Tomando en cuenta los billones de metros cúbicos producidos de gas natural en Canadá para un determinado período (Tabla 7d) se puede encontrar un comportamiento de una caminata aleatoria o deriva presentándose mayormente en las series no estacionarias.
5. Algunas series comparten comportamientos similares con otras. Individualmente se puede observar (Tabla 7e) que ambas graficas no son estacionarias, pero presentan apreciaciones y depreciaciones muy similares a lo largo del tiempo. Sin embargo, no se muestra con claridad si las diferencias que existen son o no significativas. (compartes las divisas una trayectoria/camino similar).

6. Algunas de las series sufren cambios estructurales. Se observa (Tabla 7f) que existe un cambio alrededor del año 2000 este pudo ser debido a fuerzas externas, cambios en las políticas, cambios meteorológicos u otras causas diversas.

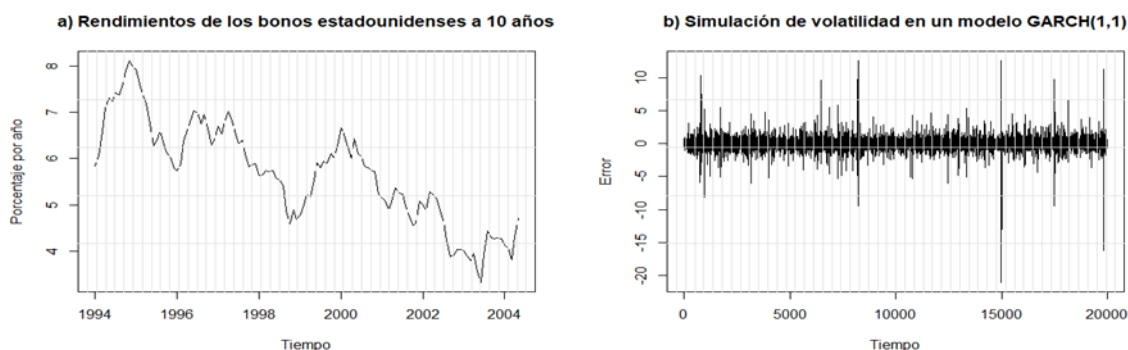
Para realizar un modelado económico es común utilizar modelos clásicos de regresión lineal para representar la relación existente entre dos variables o un conjunto de ellas:

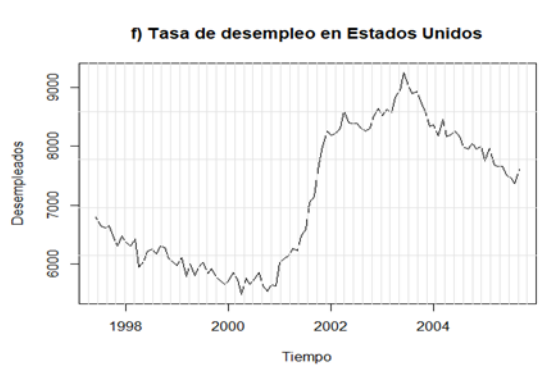
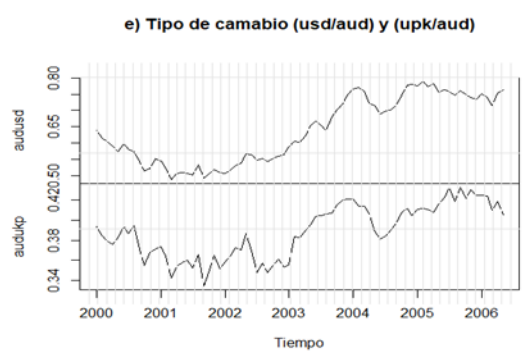
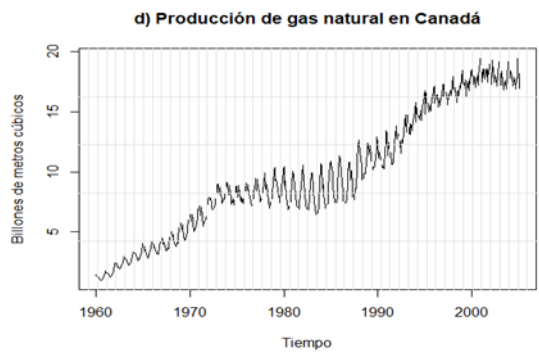
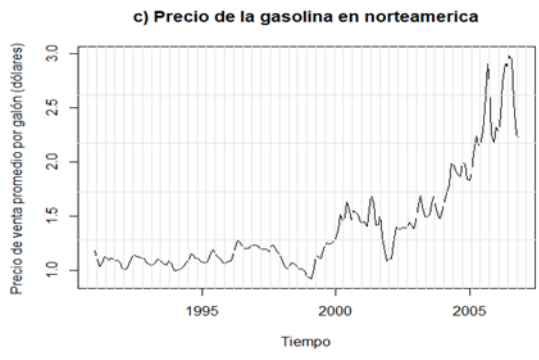
$$Y = \alpha + \beta X + \varepsilon \quad [3.1]$$

donde se establece un vínculo entre la variable Y (respuesta) y X (impulso) la cual esta multiplicada por un coeficiente β más una constante α , tomando en cuenta que las variables no tienen una relación exacta se incluye un término de error estocástico ε , asumiendo que tiene una media cero y una desviación estándar constante estimada a través de la raíz cuadrada de la varianza: $\sigma^2 = E(\varepsilon^2)$. A partir de esto, se dice que existe homoscedasticidad cuando el tamaño del error es constante y no depende de X; y, por otro lado, se conoce como heteroscedasticidad a la suposición de que el término de error no es constante. Cabe destacar que cuando se aplican estos modelos en finanzas y economía principalmente, se utilizan series de tiempo, es decir secuencias de observaciones en diferentes momentos del tiempo (Engel, Focardi & Fabozzi, 2007, p. 2).

Engle (1982) muestra que es posible modelar simultáneamente la media y la varianza de una serie, estos modelos se pensaron al saber que las varianzas de los términos de error de los datos de una serie no son iguales, ya que en algunos puntos pueden ser mayores que para otros; a esto se le conoce como heteroscedasticidad o varianza desigual y es

Tabla 7. Hechos estilizados de variables financieras





Fuente: Elaboración propia con base en datos reales del IFS del FMI y procesos simulados.

justamente este fenómeno el que se desea modelar. Para entender la metodología de Engle, se debe tener en cuenta que los pronósticos con varianza condicional son muy superiores a los pronósticos con una varianza no condicional. Tomando en cuenta un proceso ARMA estacionario se tiene $Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$ donde, se desea pronosticar Y_{t+1} por lo cual su media condicional es $E_t(Y_{t+1}) = a_0 + a_1 Y_t$ y su varianza del error pronosticado es:

$$E_t[Y_{t+1} - a_0 - a_1 Y_t]^2 = E_t(\varepsilon_{t+1}^2) = \sigma^2 \quad [3.2]$$

Por otro lado, si se utilizan pronósticos incondicionales se tiene que la media no condicional es $E(Y_t) = \frac{a_0}{1-a_1}$ para todo $|a_1| < 1$ y su varianza no condicional del error pronosticado es:

$$\begin{aligned} E_t \left[Y_{t+1} - \frac{a_0}{1-a_1} \right]^2 &= E_t(\varepsilon_{t+1} + a_1 \varepsilon_t + a_1^2 \varepsilon_{t-1} + a_1^3 \varepsilon_{t-2} + \dots + a_1^n \varepsilon_{t-n})^2 \\ &= E_t[\sigma^2(1 + a_1 + a_1^2 + a_1^3 + \dots + a_1^n)] \\ E_t(\varepsilon_{t+1}^2) &= \frac{\sigma^2}{1-a_1} \end{aligned} \quad [3.3]$$

Como se muestra en (3.3), el valor de $\frac{1}{1-a_1} > 1$, lo que demuestra que la varianza no condicional es mayor que la condicional, ya que la segunda toma en cuenta tanto los valores pasados, como el valor futuro de la variable explicada, lo que la vuelve más eficiente respecto a la primera.

Bollerslev (1986) extendió el trabajo original de Engle al desarrollar una técnica que permite que tanto los componentes autorregresivos como las medias móviles tengan una varianza heteroscedástica, describiendo así la varianza condicional como un proceso ARMA.

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad [3.4]$$

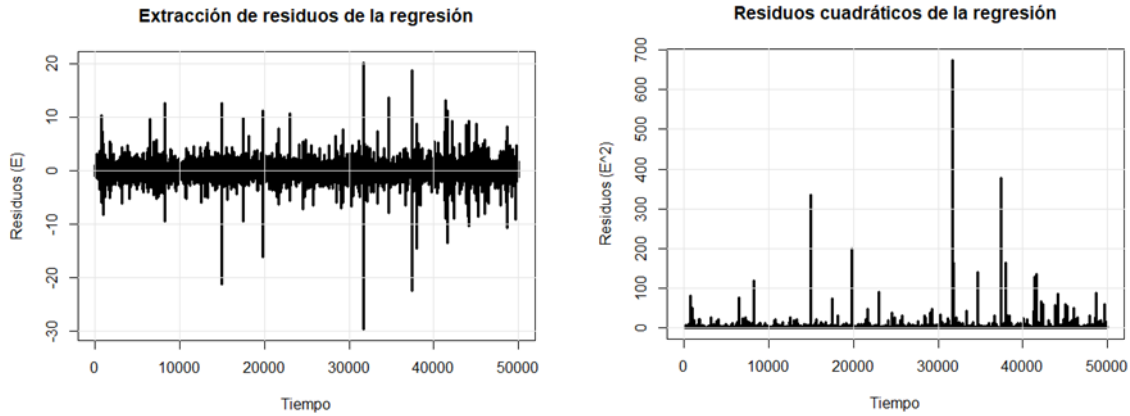
$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \quad [3.5]$$

donde v_t es un proceso ruido blanco, por lo tanto, se tiene que el valor esperado de las medias condicionales e incondicionales de ε_t son iguales a cero $E(\varepsilon_t) = E[v_t(h_t)^{1/2}] = 0$.

Los beneficios de generalizar un modelo ARCH (p, q) es que éste se puede representar de una manera más parsimoniosa para identificar y estimar los coeficientes; además de, garantizar que la varianza sea finita y estable. Para identificar la presencia de un efecto GARCH dentro de un modelo de series de tiempo es necesario estimar una ecuación a partir de los residuos extraídos de la ecuación de la media condicional a través de las siguientes etapas:

- a) Suponga el caso más sencillo donde la ecuación de la media condicional de Y_t esta generada a partir de una constante: $Y_t = \beta_0 + \varepsilon_t$
- b) A partir de la regresión se extraen los residuos (ε) y se elevan al cuadrado (ε^2).
- c) Después de observar la posible presencia de una varianza heteroscedástica debe realizarse otra regresión tomando en cuenta la inclusión de rezagos (q) de los residuos

Gráfico 11. Residuos del modelo de regresión



Fuente: Elaboración propia con base en simulaciones.

extraídos dada por: $\hat{u}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \gamma_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \gamma_q \hat{u}_{t-q}^2 + v_t$ donde v_t es un término de perturbación.

d) A partir de los anterior, se pueden observar el valor de los estadísticos de (q) rezagos para encontrar con ello cuales son realmente significativos para la muestra, al igual del valor de la prueba conjunta (comúnmente conocida como F) que en este caso es denotado como $N \cdot R^2$ es decir, el producto del número de observaciones y el coeficiente de determinación el cual se distribuye como $X^2(q)$ cuyos grados de libertad son iguales al número de términos autorregresivos.

e) Las hipótesis a probar son:

$$H_0: \gamma_1 = 0, \gamma_2 = 0, \dots, \gamma_q = 0$$

$$H_1: \gamma_1 \neq 0, \gamma_2 \neq 0, \dots, \gamma_q \neq 0$$

Por lo tanto, si el valor de los coeficientes γ no son iguales a cero se rechaza la hipótesis nula y por lo cual se tendrá evidencia de la existencia de efectos GARCH.

3.2. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS GARCH

Un proceso comúnmente utilizado en la estimación de los parámetros de un modelo de heteroscedasticidad condicional autorregresiva es el de máxima verosimilitud, debido a su eficiencia en la obtención de un orden correcto en el modelo GARCH. Para comprender el funcionamiento de este estimador se debe generar una función de verosimilitud (LF) la cual

se puede entender como un multiplicativo de los datos reales (3.6) y con ello tomar su logaritmo para así convertir LF en una función aditiva (3.7) de los datos de la muestra (LLF).

La LLF para un modelo GARCH se puede construir a partir de:

$$L_t = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right) \exp\left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2} \right)$$

donde L_t es la función de máxima verosimilitud y tomando en cuenta que ε_t se distribuye como una normal con media cero y varianza constante σ^2 además de que sus realizaciones son independientes, por lo tanto, si todas tienen la misma varianza la máxima verosimilitud conjunta es:

$$L = \prod_{t=1}^T \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right) \exp\left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2} \right) \quad [3.6]$$

Tomando en cuenta que es más sencillo trabajar con suma que con un término multiplicativo es conveniente introducir en ambos lados de [3.6] un logaritmo natural y con ello tener:

$$\ln L = -\frac{\pi}{2} \ln(2\pi) - \frac{\pi}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t)^2 \quad [3.7]$$

para esto se debe tener en cuenta que [3.7] es conveniente cuando se habla de una regresión en la que las varianzas de las realizaciones son iguales, pero en la práctica no sucede así, por lo cual cuando se presenta el caso en el que las varianzas condicionales son diferentes se debe agregar a [3.6] el término de varianza condicional h_t :

$$L = \prod_{t=1}^T \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} \right) \exp\left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2h_t} \right)$$

por lo tanto, la función del logaritmo de máxima verosimilitud ahora será:

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - 0.5 \sum_{t=1}^T \ln h_t - 0.5 \sum_{t=1}^T \left(\frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right) \quad [3.8]$$

con [3.8] se obtiene entonces la función de máxima verosimilitud con mayor frecuencia debido a que en la práctica es más común contar con variables las cuales no tienen una varianza igual. Debido al correcto avance de los diferentes paquetes estadísticos se puede obtener con mayor facilidad el valor de este estimador ya que al tener un modelo GARCH correctamente especificado el mismo software arroja la LLF.

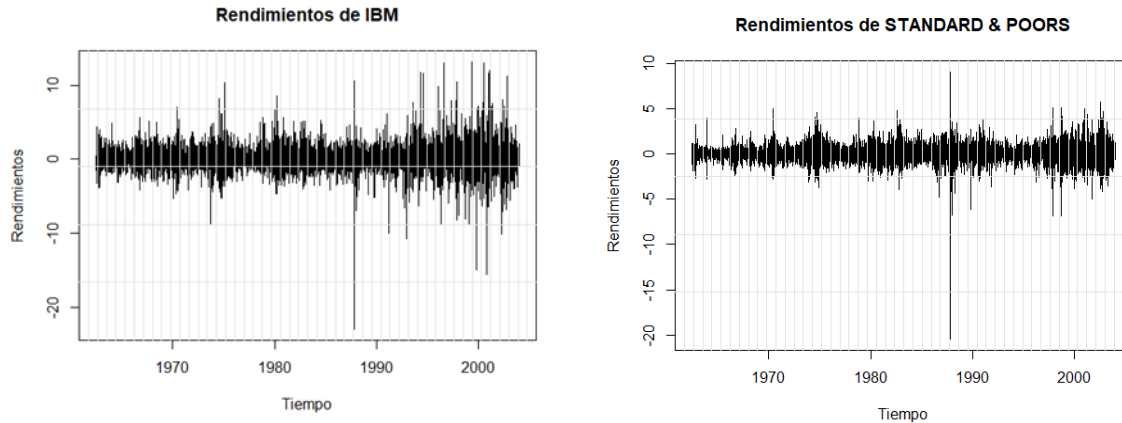
Para Tsay (2005) la construcción de un modelo de volatilidad para una serie de tiempo consta de cuatro pasos:

1. Especificar una ecuación media probando la dependencia en serie en los datos y, si es necesario, generando un modelo econométrico (por ejemplo, un modelo ARMA) para la serie y con ello eliminar cualquier dependencia lineal.
2. Usar los residuos de la ecuación media para probar los efectos GARCH.
3. Especificar un modelo de volatilidad si los efectos GARCH son estadísticamente significativos y realice una estimación conjunta de las ecuaciones de media y de volatilidad.
4. Verificar cuidadosamente el modelo ajustado y modificarlo si es necesario.

La idea básica detrás del estudio de la volatilidad se encuentra en modelos los cuales toman información de los rendimientos de periodos históricos para convertirlos en pronósticos de volatilidad para periodos futuros.

Un ejemplo clásico para demostrar efectos GARCH es la utilización de rendimientos de índices y/o acciones como puede ser el índice bursátil S&P 500 el cual comenzó a registrarse a partir de 1957 y representa alrededor del 75% del mercado de valores estadounidense; el índice se encarga de evaluar 500 compañías que cotizan en la bolsa; también podemos hablar de IBM, una empresa multinacional de tecnología y consultoría, la cual cotiza en la bolsa de New York. En el gráfico 11 se presentan los rendimientos de los ejemplos anteriores, en él se observa la presencia de varianzas heteroscedásticas. Se debe recordar que, las variables financieras presentan aglomeraciones de volatilidad seguidas por periodos de relativa estabilidad los cuales se intercalan a lo largo del tiempo.

Gráfico 12. Rendimientos con presencia de efectos GARCH



Fuente: Elaboración propia con base en simulaciones.

Además de observar la presencia de volatilidad mediante un análisis gráfico podemos corroborar está tomando en cuenta un análisis estadístico (Tabla 8) de los datos, el cual indica que la media en ambos casos no se encuentra en cero y que su varianza es constante; además de notar la presencia de un coeficiente de curtosis que supera el valor sugerido de tres por lo cual se cae en la existencia de leptocurtosis, es decir, la tendencia de los rendimientos tienden a tener distribuciones con colas gruesas y picos grandes en la media (Brooks, 2008, pp.380).

Tabla 8. Análisis estadístico de un proceso GARCH

	IBM	Standard & Poors
<i>Media</i>	0.05233745	0.03312081
<i>Desviación Estándar</i>	1.648105	0.9453075
<i>Varianza</i>	2.716251	0.8936063
<i>Sesgo</i>	0.07750483	-0.9451343
<i>Curtosis</i>	13.21694	28.7701
<i>Longitud</i>	10446	10446

Fuente. Elaboración propia con base a simulaciones.

3.3. PROPIEDADES DE LOS MODELOS GARCH

Como se sabe cuándo se estima un modelo de volatilidad GARCH se deben de tomar en cuenta dos ecuaciones para estimarlo. La primera ecuación es un modelo de media y la segunda un modelo de varianza, es decir, suponga que a partir de un modelo de regresión lineal [3.9] es posible estimar la media y de este modo extraer los errores generados para que mediante ellos se pueda modelar la varianza:

$$\varepsilon_t = y_t - x_t' b \quad [3.9]$$

El proceso GARCH (p, q) dado por [3.4] el cual sigue una distribución normal con media cero y varianza h_t , donde, $p \geq 0$, $q > 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$ para todo $i = 1, \dots, q$ y $\beta_i \geq 0$ para todo $i = 1, \dots, p$; también puede ser representado en términos de operadores de rezado como:

$$h_t = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t \quad [3.10]$$

Donde se dice que tanto [3.9] y [3.10] son estacionarios en sentido amplio con $E(\varepsilon_t) = 0$, $\text{var}(\varepsilon_t) = \alpha_0(1-A(1)-B(1))^{-1}$ y $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ para $t \neq s$ si y solo si $A(1) + B(1) < 1$ o bien $\alpha_1 + \beta_1 < 1$.

3.4. EXTENSIONES AL MODELO BÁSICO GARCH

Desde que se desarrolló el modelo GARCH por Bollerslev (1992) se han propuesto una gran cantidad de extensiones y variantes debido a los problemas percibidos con estos modelos para poder capturar algunas características importantes de los datos. Uno de los principales inconvenientes que presentan es que no permite un efecto de retroalimentación directa entre la varianza condicional y la media condicional además de que no pueden explicar los efectos apalancamiento ya que imponen una respuesta simétrica de volatilidad a los choques positivos y negativos.

Sin embargo, es necesario destacar que los modelos más interesantes en estudiar son los de volatilidad asimétrica en el que las buenas y las malas noticias tienen una predicción diferente para la volatilidad futura, es decir, un impacto negativo en las series de tiempo financieras es probable que provoque un aumento de la volatilidad predecible en más de un impacto positivo de la misma magnitud. Estos modelos fueron desarrollados empíricamente por Black (1976), Christie (1982), French, Schwert and Stambaugh (1987), Nelson (1990), and Schwert (1990).

En el caso de los rendimientos de las acciones tales asimetrías se suelen atribuir a los efectos de apalancamiento por lo que una caída en el valor de las acciones de una empresa hace que aumente el índice de endeudamiento de la empresa, mientras que para el caso de una variable financiera como lo es la inflación el efecto apalancamiento es inverso, ya que una caída en la tasa de inflación es una buena noticia para la economía mientras que un incremento sería un suceso costoso. Algunos modelos que se encargan de medir el impacto de estos choques

son el GARCH exponencial (EGARCH) y el GJR-GARCH, mientras que por otro lado se encuentra la hipótesis de “volatilidad-retroalimentación” la cual se explica por el modelo GARCH en media (GARCH-M).

3.4.1. MODELO ARCH-M

Engle, Lilien y Robins (1987) extendieron el proceso ARCH básico con el fin de permitir que la media de una serie dependa de su propia varianza. Esta clase de modelos, llamados ARCH en media (ARCH-M) particularmente son adecuados para el estudio de variables financieras o de los mercados de activos, ya que la mayoría son utilizados para suponer que los inversores deben de ser recompensados por asumir un riesgo adicional al obtener un rendimiento más alto. Dado que el riesgo de un activo puede medirse por la varianza de los rendimientos entonces la varianza condicional de estos retornos entra en la ecuación de la media condicional:

$$Y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad [3.11]$$

donde, μ_t es la prima de riesgo hablando sobre de un activo financiero, por lo cual matemáticamente h_t es la varianza condicional del error ε_t y por tanto μ_t se expresa como:

$$\mu_t = \beta + \delta h_t \quad [3.12]$$

Para todo $\delta > 0$, por otro lado, h_t es el proceso ARCH (q):

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad [3.13]$$

Como los modelos GARCH en la actualidad son considerablemente más populares que los ARCH, es más común estimar un modelo GARCH-M:

$$Y_t = \mu + \delta \sigma_{t-1} + \mu_t \sim N(0, \sigma^2) \quad [3.14]$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad [3.15]$$

por lo tanto, si δ (prima de riesgo) es positivo y estadísticamente significativo, entonces el aumento de la varianza condicional conduce a un incremento en la rentabilidad media.

Engle y Ng (1993) sugieren tres pruebas propuestas para diagnosticar si resulta necesario incluir un modelo de volatilidad que capture la presencia de choques asimétricos: a) Prueba de sesgo de signo, b) prueba de sesgo de tamaño y c) prueba de sesgo de signo y tamaño.

Por lo tanto, si un GARCH simétrico no es suficiente para modelar la volatilidad, las pruebas de Engle y Ng deben usarse para determinar si se requiere un modelo asimétrico para una serie de tiempo dada, generalmente esta prueba se aplica a los residuos de un modelo GARCH. La prueba de sesgo de signo se basa en la importancia o no que toma \emptyset_1 :

$$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + v_t \quad [3.16]$$

Donde v_t es un término de error mientras que S_{t-1}^- es una variable dicótoma que toma el valor de uno si $u_{t-1} < 0$ y cero de lo contrario. Por lo tanto, si el coeficiente de \emptyset_1 es estadísticamente significativo los choques positivos y negativos de u_{t-1} impactan de manera diferente a la varianza condicional.

También se tiene el caso en el que la magnitud o el tamaño del choque afectara si la respuesta de la volatilidad a los choques es simétrica o no. Para este caso se realiza la prueba de sesgo de tamaño negativo y positivo basada en una regresión donde S_{t-1}^- ahora es una variable dicótoma de pendiente, por lo cual se argumenta que si \emptyset_1 es estadísticamente significativo el sesgo en el tamaño está presente:

$$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- u_{t-1} + v_t \quad [3.17]$$

Por último, Engle y Ng realizan una prueba conjunta para el sesgo de signo y de tamaño:

$$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + \phi_2 S_{t-1}^- u_{t-1} + \phi_3 S_{t-1}^+ u_{t-1} + v_t \quad [3.18]$$

En la ecuación si la suma de los S^+ y S^- es negativo entonces los choques negativos dominan e igual cuando los resultados son positivos.

3.4.2. MODELO EGARCH

Un método propuesto para capturar efectos asimétricos en las series de tiempo de variables financieras es el modelo GARCH exponencial o EGARCH propuesto por Nelson (1991) el cual se puede expresar por medio de la ecuación de varianza condicional:

$$\log(h_t) = \omega + \beta[\log(h_{t-1})] + \gamma \left[\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right] + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right] \quad [3.19]$$

donde ω , β , γ y α son parámetros constantes y se dice que es asimétrico porque el nivel $\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}$ se incluye con un coeficiente γ . Como este coeficiente es comúnmente negativo, los choques de retorno positivos generan menos volatilidad que los choques de retorno negativos. Dicho modelo tiene varias ventajas sobre la especificación GARCH, dado que el $\log(h_t)$ se modela, incluso cuando los parámetros tienden a ser negativos, h_t será positivo por lo cual no es necesario incluir restricciones negativas sobre los parámetros del modelo, ya que, si la relación entre volatilidad y los retornos es negativa, γ será negativa.

Una comparación entre el modelo GARCH (1,1) y el EGARCH (1,1) es que en el segundo sugiere una medida interesante para analizar el efecto de las noticias sobre la heteroscedasticidad condicional manteniendo constante la información con fecha t-2 y anteriores podemos examinar la relación implícitamente ε_{t-1} y h_t . En particular, el impacto de las noticias para el modelo EGARCH se tiene cuando la varianza condicional rezagada se evalúa en su nivel incondicional, σ^2 , dado por:

$$h_t = A * \exp \left[\frac{(\gamma + \alpha)}{\sigma} * \varepsilon_{t-1} \right], \quad \varepsilon_{t-1} > 0 \quad [3.20]$$

$$h_t = A * \exp \left[\frac{(\gamma - \alpha)}{\sigma} * \varepsilon_{t-1} \right], \quad \varepsilon_{t-1} < 0 \quad [3.21]$$

donde,

$$A = \sigma^{2\beta} * \exp \left[\omega - \alpha \left(\sqrt{2/\pi} \right) \right] \quad [3.22]$$

Por lo tanto, podemos ver (3.12), (3.13) que el modelo EGARCH difiere del modelo estándar GARCH en dos aspectos principales:

- a) El modelo EGARCH permite que las buenas y las malas noticias tengan un impacto diferente en la volatilidad, mientras que el modelo GARCH estándar no lo hace.
- b) El modelo EGARCH permite que las grandes noticias tengan un mayor impacto sobre la volatilidad que el modelo GARCH estándar.

Tomando en cuenta que, en la formulación original, Nelson asumió una estructura de distribución de errores generalizada (GED) para los errores. GED es una familia muy amplia de distribuciones que se puede usar para muchos tipos de series. Sin embargo, debido a su facilidad computacional e interpretación intuitiva, casi todas las aplicaciones de EGARCH emplean errores condicionalmente normales (Brooks, 2008, p. 406).

3.4.3. MODELO GJR-GARCH

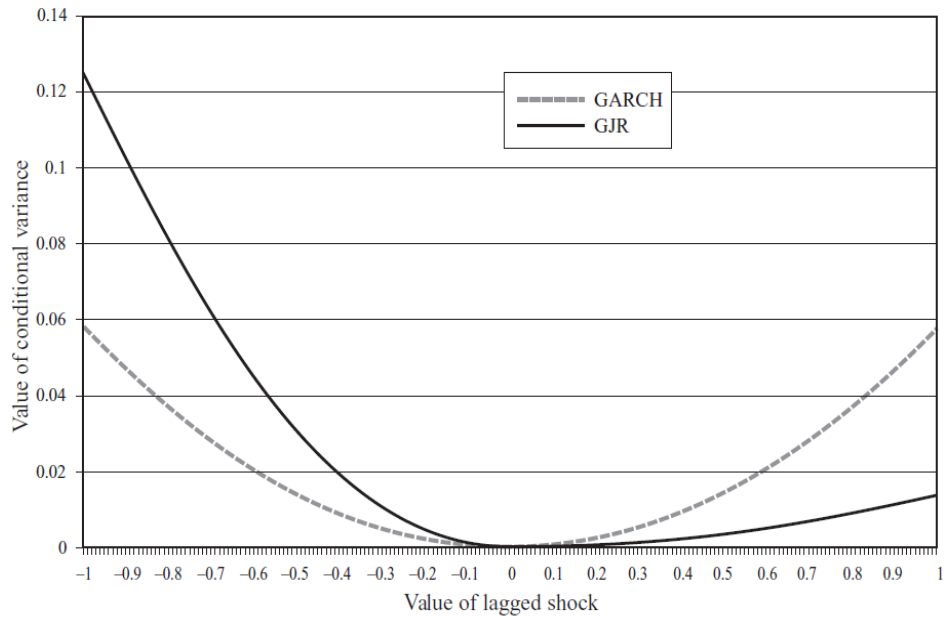
Además de los GARCH exponenciales podemos hablar de la existencia de otro modelo de la familia GARCH dedicado al estudio específico de la asimetría. Glosten, Jagannathan y Runkle (1993) mostraron a través del modelo GJR-GARCH que a partir de la media se puede saber el comportamiento tanto de los choques positivos y negativos. La varianza condicional denotada como:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad [3.23]$$

donde I_{t-1} es una variable dicótoma la cual toma el valor de uno si $\varepsilon_{t-1} < 0$ y por el contrario si $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ toma el valor de cero. Por lo tanto, si el valor de ε_{t-1} es positivo su efecto sobre la volatilidad se verá reflejado en $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$. Mientras que si ε_{t-1} es negativo el impacto sobre h_t se tendrá en $(\alpha_1 + \gamma_1) \varepsilon_{t-1}^2$, si en ambos casos el valor del coeficiente γ es negativo querrá decir que los choques positivos afectan más a la variable h_t que los choques negativos.

Pagan y Schwert (1990) realizaron una representación gráfica del grado de asimetría que presenta la volatilidad a los choques positivos y negativos del impacto de las noticias. La curva de impacto de noticias traza la volatilidad del próximo periodo σ_t^2 que surgiría de varios valores de u_{t-1} utilizando la ecuación de la varianza condicional, los coeficientes estimados y la varianza condicional rezagada de un modelo ya estimado.

Gráfico 13. GARCH vs GJR-GARCH



Fuente: Elaboración con base en Brooks (2008).

El modelo GARCH estándar tiene una curva de impacto de noticias simétrica y centrada a ϵ_{t-1} es decir, los choques negativos y positivos de la misma magnitud producen la misma cantidad de volatilidad. Además de que los choques más grandes pronostican una mayor volatilidad del tamaño del choque de retorno.

CAPÍTULO 4. ESTIMACIÓN EMPÍRICA DE LA RELACIÓN ENTRE INFLACIÓN E INCERTIDUMBRE INFLACIONARIA PARA LAS ECONOMÍAS DEL SURESTE ASIÁTICO.

Como bien es sabido una de las variables financieras más importantes en el mundo es la inflación debido al papel fundamental que juega dentro de las decisiones económicas de las distintas regiones. Dicho efecto repercute tanto en las familias de menores ingresos como a las decisiones que se tomaran por las empresas debido al alto grado de incertidumbre que esta genera. Además de afectar en forma negativa el ahorro y la inversión productiva ya que al ser una variable con demasiada volatilidad se espera que la inflación al igual sea alta lo que los inversionistas tratan de evitar apostando por una inversión especulativa. Debido a esto surgió a través de un NCM un modelo de inflación objetivo, el cual trata de sustentar el estudio de que un BC autónomo tiene un solo objetivo (la estabilidad de la inflación) utilizando la tasa de interés como instrumento de la política monetaria mitigando así la volatilidad de los ciclos económicos para alcanzar la estabilidad de precios mediante una meta de inflación.

La implementación de estas metas en las economías del sureste asiático comenzó a finales de la década de los 90 debido a los altos costos generados por la crisis asiática (1997); Tailandia fue el pionero en esta región seguido por Corea, Filipinas e Indonesia, cada uno con el mismo objetivo controlar la inflación y mejorar el crecimiento del producto. Por otro lado, Hong Kong, Malasia y Singapur siguiendo el mismo objetivo, emplearon una política monetaria que variaba entre tasas de interés y tipo de cambio. Además, DeBelle, Masson y Savastano (1998) han opinado que los objetivos de inflación obligan a los BC's a mirar hacia el futuro y tomar decisiones políticas antes de que las situaciones (presiones inflacionarias) se salgan de control ya que las expectativas sobre la evolución de la inflación son importantes para mantener el poder adquisitivo de la moneda nacional y con ello la credibilidad del compromiso de estas instituciones por mantener un ambiente de inflación baja y estable para generar incentivos en el crecimiento económico.

A pesar del movimiento de algunas economías al régimen de metas de inflación, muchos países asiáticos siguen preocupados por la variabilidad del tipo de cambio debido a su posible impacto negativo en el comercio y la inversión. En este período, la política monetaria se ha

convertido en la principal herramienta de influencia para estabilizar las tasas de inflación, y muchos países desarrollados y en desarrollo adoptan el régimen de inflación como su estrategia monetaria. Las metas de inflación se caracterizan por establecer un objetivo de inflación explícito, con un mayor énfasis en las expectativas de inflación, junto con la transparencia y la responsabilidad en las acciones de los BC's (Svensson 2011).

4.1. RECOPIACIÓN DE LO MÁS DESTACADO DE LA TEORÍA.

La relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria a lo largo de las últimas décadas ha recibido un mayor interés de los investigadores al ser dos factores determinantes que intervienen en el desarrollo de las distintas economías. Friedman (1977) al recibir el premio nobel afirmó que altas tasas de inflación causan una mayor incertidumbre inflacionaria en el futuro. Es decir, cuánto más alta sea la inflación mayor será la incertidumbre en la tasa de inflación en el próximo periodo. Por otro lado, en forma más reciente, Ball (1992) presenta un modelo en el que supone que hay dos tipos de hacedores de política económica, uno que estabilizará cuando la inflación sea alta, y otro que no lo hará. En estos dos enfoques, la inflación es la fuente de incertidumbre en la economía.

Otras investigaciones sostienen que la incertidumbre inflacionaria también afecta la tasa de inflación, es decir, que la incertidumbre inflacionaria causa la inflación; este es el caso de la investigación realizada por Cukierman y Meltzer (1986). Estos autores formulan un modelo donde el BC, para enfrentar un incremento en la incertidumbre inflacionaria, se predispone a intervenir de manera “oportunista”, con el propósito de aprovechar esta situación de volatilidad para crear sorpresas inflacionarias mediante la implementación de políticas monetarias de corte expansivo. De acuerdo con dichos autores, la incertidumbre inflacionaria es lo que motiva a la autoridad monetaria a crear inflación inesperada. En esta misma línea, Cukierman (1992) postula que existe una relación positiva entre la incertidumbre inflacionaria y la tasa de inflación, y que la dirección de causalidad se da de la primera a la segunda (hipótesis de Cukierman-Meltzer). En consecuencia, para estos autores, un efecto causal positivo de la incertidumbre de la inflación sobre la tasa de crecimiento de los precios es evidencia de un BC “oportunista”.

En contraste con esta argumentación, Holland (1995) sostiene que cuando la incertidumbre inflacionaria aumenta como resultado de un crecimiento de la inflación, el BC responderá

contrayendo el crecimiento de la oferta monetaria para eliminar la incertidumbre inflacionaria y el efecto negativo asociado sobre el crecimiento económico. Así, de acuerdo con Holland, el efecto causal negativo de la incertidumbre inflacionaria sobre la inflación es evidencia de un BC “estabilizador” (hipótesis de Holland).

4.2. CARACTERÍSTICAS SOBRE LOS DATOS.

Con el fin de encontrar cual es la relación entre inflación e incertidumbre inflacionaria de las economías del sureste asiático, se extrajeron datos del Sistema Financiero Internacional (IFS) el cual forma parte de la base del Fondo Monetario Internacional (FMI) a partir del desarrollo de un script en el paquete estadístico R con el fin de tener series confiables y con la periodicidad más amplia posible (mensuales) para así capturar todos los efectos ocurridos dentro de la serie. Para la presente investigación se tomó una muestra de 8 economías del sureste asiático, por un lado, se tiene a Corea del Sur, Hong, Kong, Singapur y Taiwán los cuales en conjunto son conocidos como los tigres asiáticos, mientras que por otra parte se tienen a los pequeños dragones conformados por Filipinas, Indonesia, Malasia y Tailandia.

Cabe destacar que se tuvo que hacer una depuración en la base de datos debido a la falta de información en algunas economías, para el caso de Taiwán el IFS no cuenta con ningún registro para esta variable por lo cual fue necesario no contemplarla den este estudio. Malasia y Filipinas presentan el periodo más amplio que comprende de 1960/01 a 2017/12; mientras que Hong Kong cuenta con el lapso más corto debido a que solo se obtuvieron datos que abarcan de 1980/10 a 2017/12.

Los datos utilizados para estimar el modelo corresponden al histórico del Índice de Precios al Consumidor (IPC) obtenido del IFS, el cual es considerado como el principal indicador para calcular la inflación y a partir de la aplicación de algunas transformaciones algebraicas es posible obtener la tasa de inflación [4.1] y no trabajar con el índice.

$$\pi_t = \log(INPC_t - INPC_{t-1}) * 100 \quad [4.1]$$

4.3. ANÁLISIS ESTADÍSTICO DE LAS ECONOMÍAS DEL SURESTE ASIÁTICO.

Generalmente antes de dar comienzo al trabajo de series de tiempo financieras es necesario realizar un análisis estadístico para conocer las propiedades o comportamientos de la serie,

la manera más incurrida para realizar esto, es identificando los momentos estadísticos de la variable en cuestión. A través de éstos se pueden formar una colección de medidas descriptivas que pueden emplearse para caracterizar la distribución de probabilidad de la variable la cual comúnmente se encuentran alrededor de cualquier punto de referencia (Canavos, 1988, pp. 67).

Para el caso de las economías del sureste asiático se optó por obtener el valor de cada uno de los parámetros de los momentos estadísticos con el fin de poder identificar si existe la presencia de algún factor atípico que deba ser considerado en el instante de generar un modelo.

Tabla 9. Análisis estadístico de las economías del sureste asiático

PAÍS	Media	Varianza	Sesgo	Curtosis	Jarque–Bera
COREA	0.536488	0.66283859	1.833159	8.05284	935.3537
FILIPINAS	0.653215	1.17770679	2.268344	14.95268	4978.354
HONG KONG	0.35746	0.58192792	0.030523	5.718513	137.4059
INDONESIA	0.878673	3.13014295	2.97641	37.12531	29999.32
MALASIA	0.233484	0.28154803	1.387843	9.463517	1507.123
SINGAPUR	0.206109	0.60460577	1.312556	10.08094	1623.005
TAILDANDIA	0.36209	0.45351201	1.031997	8.490261	911.6805

Fuente: Elaboración propia.

De acuerdo con los parámetros obtenidos en la tabla 9, es necesario hacer mayor referencia a los coeficientes arrojados respecto al cuarto momento estadístico, el cual nos indica el apuntalamiento de la distribución; cabe destacar que el modelo de una normal estandarizada marca un valor de tres en curtosis es por ello que se enfatiza este aspecto ya que todas las economías rebasan dicho valor, lo cual muestra evidencia que se trata de distribuciones leptocúrticas las cuales deben de ser tratadas con modelos que logren capturar este apuntalamiento, teniendo además evidencia de que los residuos no están normalmente distribuidos al encontrar un valor diferente de cero en la prueba de normalidad JB¹⁸.

¹⁸ Jarque and Bera (1987) desarrollaron la prueba de normalidad JB como una prueba asintótica, o de muestras grandes. Esta prueba calcula la asimetría y la curtosis de los residuos de MCO, con el siguiente estadístico de prueba:

Con respecto a los demás componentes de la tabla se puede dar por hecho que tanto la media como la varianza son heteroscedásticas, es decir, no son constantes a lo largo del tiempo, esto da pie a optar inicialmente por obtener un modelo de media a partir de la metodología Box-Jenkins, debido a que permite tomar en cuenta distintas peculiaridades que presentan cada uno de los países estudiados además de poder complementarlo con las características que se tienen para la varianza. Como se observó en el apartado 2.4 la metodología BJ requiere en primera instancia probar la existencia de estacionariedad en las variables además de si se cuenta con algún componente estacional en dicha serie.

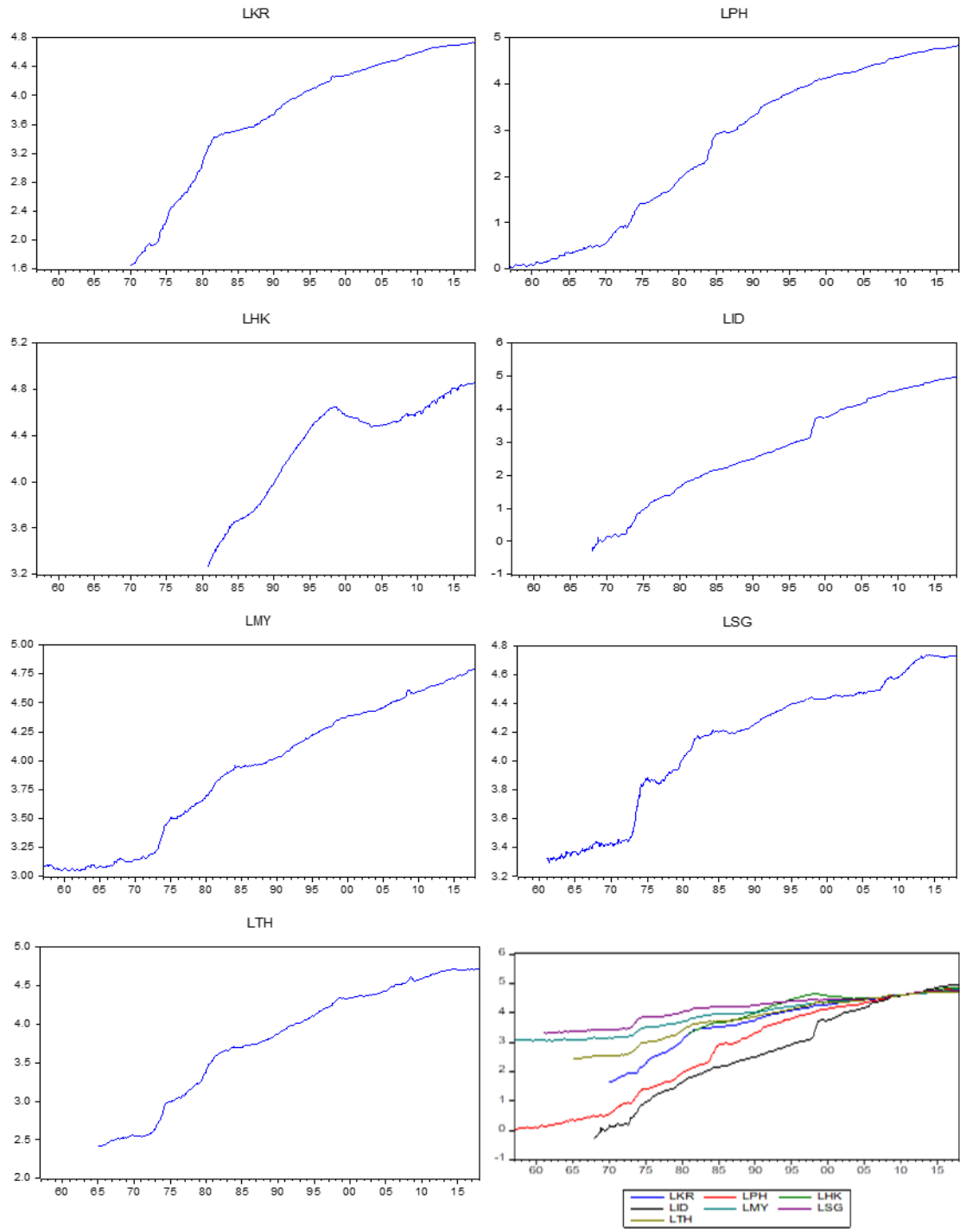
Para evidenciar la presencia de estacionariedad es necesario hacer un análisis minucioso de la serie, para esto se puede incurrir a un simple análisis gráfico (Gráfico 13) del IPC de las distintas economías, en el cual se puede observar una clara tendencia en las series de los diferentes países teniendo así evidencia de no ser estacionarias. Después de haber realizado un análisis gráfico es necesario corroborar la información que este ha arrojado para lo cual se aplican pruebas más formales con el fin de tener una mayor certeza del fenómeno.

Anteriormente se ha presentado la prueba de raíz unitaria conocida como Dickey-Fuller Aumentada (ADF, por sus siglas en inglés) la cual percibe la existencia de estacionariedad mediante un valor estadístico, sin embargo, se cuenta con más opciones que sirven como apoyo para verificar los datos de la serie como lo es la prueba KPSS que en comparación a la anterior esta utiliza métodos no paramétricos para evitar la correlación serial en los términos de error sin incluir términos de rezago (Gujarati & Porter, 2010, p. 758).

Gráfico 14. Análisis gráfico del IPC de los países del Sureste Asiático

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right]$$

Donde n = tamaño de la muestra, S = coeficiente de asimetría y K = coeficiente de curtosis. Teniendo así una hipótesis conjunta de que S y K son 0 y 3 respectivamente, por lo cual se espera que el valor del estadístico de JB sea igual a cero.



Fuente: Elaboración propia.

Es necesario resaltar que la inflación es el resultado de una transformación matemática de los valores del IPC, por tal motivo se considera como la variable en nivel al IPC esto da pie a optar por realizar inicialmente la prueba a esta y posteriormente de ser necesario a la serie

transformada, es decir, a la inflación. En la tabla 10 se muestra los resultados obtenidos para las pruebas de raíz unitaria de la serie original.

Tabla 10. Pruebas de raíz unitaria para las series en niveles

PAIS	ADF		KPSS		breaks en const		breaks en c y t	
	CONST	C Y T	CONST	C Y T	Model A		Model B	
					t-stat	break dates	t-stat	break dates
COREA	-6.032***	-1.91	2.829***	0.669***	-4.851**	1973M10	-4.940*	1973M10
FILIPINAS	-1.292	0.041	3.250***	0.592***	-2.084	1972M12	-4.688	1983M09
HONG KONG	-1.362	-1.546	2.296***	0.546***	-3.447	1987M03	-4.047	1998M06
INDONESIA	-2.735*	-1.690	3.212***	0.389***	-3.437	1972M09	-3.272	1997M11
MALASIA	0.439	-1.720	3.251***	0.371***	-5.744***	1973M03	-5.603**	1973M03
SINGAPUR	-1.394	-1.969	2.997***	0.629***	-6.218***	1972M11	-6.230***	1972M11
TAILANDIA	-2.639*	-0.039	2.867***	0.649***	-3.417	1972M09	-4.197	1979M02

*, **, *** indica el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria al 10%, 5% y 1% de nivel de significancia, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Inicialmente en las columnas 2 y 3 se observa la prueba ADF de las diferentes economías, tomando en cuenta que se tienen dos circunstancias, el caso en donde solo se incluye la constante para la cual se puede percibir que tanto Corea, Indonesia y Tailandia rechazan la hipótesis nula de raíz unitaria, es decir, se acepta estacionariedad en el IPC de estas economías con un nivel de significancia del 10% y del 1% respectivamente, mientras que por otro lado para el caso donde se introduce la constante y la tendencia se observa que para todos los países del Sureste Asiático se acepta la hipótesis nula, dicho de otro modo son series no estacionarias.

Por otra parte, en la columna 4 y 5 se aprecia la prueba de Kwiatkowski, Phillips, Smichdt y Shin (KPSS) en la cual es necesario destacar el cambio en las hipótesis en comparación de la de Dickey-Fuller, al igual que en ADF se tienen dos casos, el primero en el que solo se toma en cuenta la constante mostrando así que en todas las series del estudio se rechaza la hipótesis nula, es decir, cuentan con una memoria larga con un nivel de significancia en todos los casos del 10%, por otro lado además de tener la inclusión de una constante también se agrega la tendencia para la prueba teniendo con ello el mismo rechazo de la hipótesis nula para todas las economías con el mismo nivel de significancia que el anterior.

Cabe señalar que las pruebas realizadas previamente no concuerdan con la aceptación de la hipótesis que garantiza la estacionariedad, para el caso de todas las economías, debido a esto se incurrió en la aplicación de una nueva prueba de raíz unitaria que a diferencia de las

anteriores toma en cuenta que las series en ocasiones esta sujetas a cambios estructurales que pueden sesgar las información que se tiene de no ser considerado resultando en una alta de probabilidad de cometer un error tipo I¹⁹. Considerando esta situación han sido creadas distintas pruebas que incluyen uno o más quiebres estructurales, para este estudio se recurrió a la opción desarrollada por el paquete estadístico Eviews llamada breakpoint unit root test con la cual como se desea validar la hipótesis nula de no estacionariedad tomando en cuenta únicamente una fecha de quiebre.

En la tabla 10 se pueden observar los resultados obtenidos por la prueba mencionada anteriormente (columna 6 y 8) con su respectiva fecha en donde ocurrió el choque tomando en cuenta las mismas dos situaciones de las pruebas pasadas, determinadas ahora como Model A y Model B respectivamente. Para el caso de Corea, Malasia y Singapur se puede observar que en ambos modelos las series presentan el rechazo de la hipótesis nula, es decir, cuentan con una memoria corta a un nivel de significancia del 10%, 5% y 1% respectivamente, mientras que para el resto de las economías se acepta la hipótesis nula de no estacionariedad con dicha prueba.

Basándose en el diagrama de flujo de la metodología BJ presentado en el apartado 2.4, para determinar el modelo en media resulta indispensable garantizar la estacionariedad en las series con el fin de evitar caer en la generación de modelos con información equivocada, por tal motivo una vez que se han realizado las pruebas anteriores no es posible continuar con el proceso sin antes atender a esta situación aplicando una transformación algebraica a los datos dando como resultado una nueva variable que será renombrada como inflación. Por tal motivo esta nueva variable deberá ser sometida a las pruebas de raíz unitaria empleadas anteriormente con el propósito de cumplir con las características de una serie de memoria de corta.

En la tabla 11 se muestran los resultados obtenidos para las tres pruebas que se desarrollaron anteriormente sobre la serie en niveles, pero en este caso utilizando a la inflación como variable de estudio. Se puede observar que en la columna 2 y 3 se tiene la ADF tanto para la constante como para la constante y la tendencia apreciando con ello que todas las series en ambos casos cumplen con el rechazo de la hipótesis nula a diferentes niveles de significancia

¹⁹ Un error tipo I consiste en rechazar una hipótesis que es verdadera.

por lo cual se garantiza que son estacionarias después de haber realizado las transformaciones correspondientes exceptuando a Hong Kong el cual únicamente es estacionario al incluir la constante con un nivel de significancia del 10%. Mientras que al realizar la prueba KPSS considerando las mismas dos situaciones la información no es tan consistente como en la anterior ya que tomando en cuenta estas circunstancias únicamente es posible afirmar el comportamiento estacionario para Singapur, sin embargo, en Indonesia y Tailandia se acepta la hipótesis nula de estacionariedad únicamente si se introduce la constante y la tendencia, lo mismo sucede en el caso de Malasia cuando se considera el modelo contrario. Por otra parte, para Corea, Filipinas y Hong Kong se rechaza en ambos casos estacionariedad en las series con al menos un nivel de significancia del 5%.

Tabla 11. Pruebas de raíz unitaria para la serie transformada

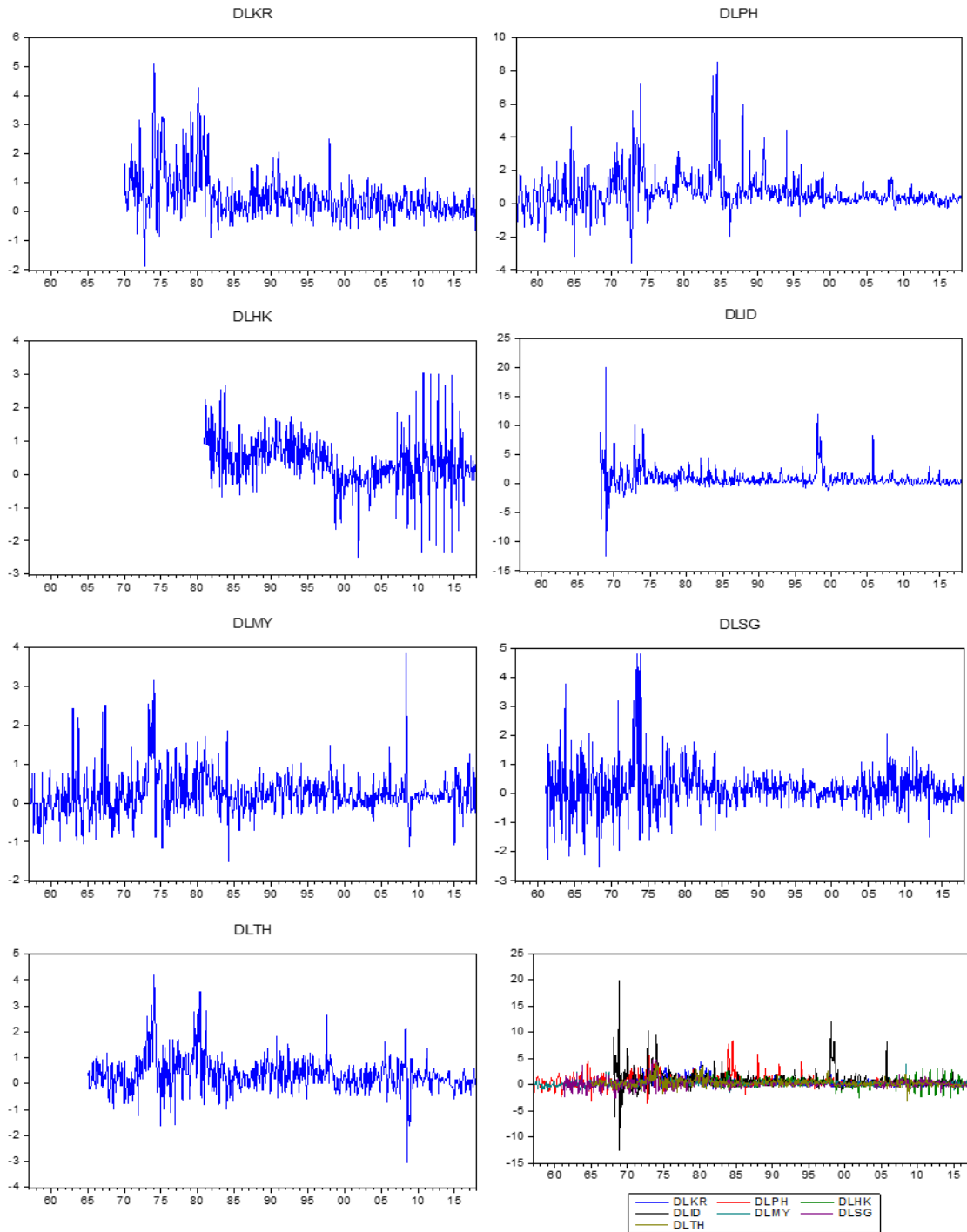
PAIS	ADF		KPSS		breaks en const		breaks en c y t	
	CONST	C Y T	CONST	C Y T	Model A		Model B	
					t-stat	break dates	t-stat	break dates
COREA	-2.761*	-13.757***	1.800***	0.149**	-5.772***	1981M06	-6.529***	1981M06
FILIPINAS	-6.023***	-6.167***	0.504**	0.351***	-8.083***	1969M11	-8.509***	1984M07
HONG KONG	-2.638*	-2.59	1.228***	0.306***	-4.043	1997M08	-4.294	1998M05
INDONESIA	-10.486***	-10.832***	0.608**	0.067	-6.553***	1997M06	-6.738***	1997M06
MALASIA	-19.906***	-19.912***	0.256	0.254***	-6.202***	1971M07	-6.616***	1974M02
SINGAPUR	-4.300***	-4.389***	0.225	0.077	-6.396***	1972M05	-6.840***	1974M10
TAILANDIA	-9.469***	-9.893***	0.67**	0.096	-6.034***	1971M12	-6.320***	1981M03

*, **, *** indica el rechazo de la hipótesis nula de raíz unitaria al 10%, 5% y 1% de nivel de significancia, respectivamente.

Fuente: Elaboración propia.

Por último, se presenta nuevamente la prueba que considera un choque para las series transformadas en la cual se determina que en seis economías se garantiza un comportamiento de memoria corta, es decir, la inflación para dichos países se comporta de una manera estacionaria para todos los niveles de significancia mencionados. Por otro lado, se tiene que para Hong Kong en ninguno de los dos casos se cumple con dicha hipótesis, pero teniendo evidencia a favor que tanto en el análisis gráfico de la serie transformada (Gráfico 14) como en los resultados de la ADF esta serie ya es estacionaria, concluyendo así que para todas las series se garantiza el cumplimiento de la característica esencial de presentar un comportamiento estacionario en los datos.

Gráfico 15. Análisis gráfico de la inflación de los países del Sureste Asiático



Fuente: Elaboración propia.

Por otra parte, de acuerdo con la metodología de BJ es necesario identificar la presencia de un componente estacional en las series, para ello se optó en la realización de las funciones de autocorrelación simple y parcial, es decir, FAC y FACP (Anexo 1) con el fin de analizar esta

última y observar a través de la indagación del gráfico si se denotan apuntalamientos similares de distintas fechas. Se puede observar que en todas las economías existen rezagos que son estadísticamente significativos, es decir, que exceden las bandas de Batler por tanto es inevitable pensar de acuerdo a este análisis gráfico que todos los países sin excepción cuentan con al menos un componente estacional.

4.4. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS SARIMA

Puesto que en las secciones anteriores se realizaron distintas pruebas con el fin de cumplir con las primeras estipulaciones que resultan necesarias para modelar una variable a través de la metodología BJ, ahora es posible seguir con la identificación de los parámetros con los cuales se estimara el modelo para conocer el comportamiento de la media para la inflación. Para llevar a cabo esta labor es posible percibir los parámetros mediante la exploración de los correlogramas únicamente de la función de autocorrelación simple, sin embargo, esto resulta complicado cuando el modelo es tan complejo ya que se requiere de cierta habilidad para reconocer a simple vista de que proceso se trata o bien de realizar un listado de las distintas combinaciones que pueden existir en la FAC y compararlas una a una con el correlograma de la variable de estudio. Debido a que esta es una difícil tarea por el arduo trabajo que se debe de realizar, el desarrollo de la tecnología ha hecho más sencilla esta situación incluyendo funciones que seleccionen de manera automática los parámetros que identifican a un modelo.

Considerando el paquete estadístico Eviews que incluye la función Automatic ARIMA Forecasting es que ha sido posible identificar y estimar al mismo tiempo lo modelos SARIMA que mejor se ajustan a la media para la inflación de cada una de las economías. En la tabla 12 se observan los modelos obtenidos por la herramienta antes mencionada, apreciando con ello que a excepción del autorregresivo 24 de Singapur y de algunas constantes todos sus estadísticos t son estadísticamente significativos, además de que la Durbin-Watson de cada una de ellas no se encuentra tan alejada del valor esperado de 2, afirmando que en ninguno de los países existe la presencia de una autocorrelación entre las

Tabla 12. Estimación de los modelos SARIMA

País	<i>Estimación SARIMA</i>				\bar{R}^2	DW	LLF
	$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \varepsilon_{t-j} + \sum_{i=1}^P \gamma_i \pi_{t-is} + \sum_{j=1}^Q \delta_j \varepsilon_{t-js} + \varepsilon_t$						
Corea	$\pi_t = 0.540 + 1.299\pi_{t-1} - 0.337\pi_{t-2} + 1.000\pi_{t-12} - 0.847\varepsilon_{t-1} - 0.962\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$ $t = (0.0006) (20.565) (-6.809) (2306.952) (-14.291) (-42.984)$				0.490	1.961	-605.911
Filipinas	$\pi_t = 0.640 + 0.451\pi_{t-1} + 0.160\pi_{t-4} + 0.255\pi_{t-12} + \varepsilon_t$ $t = (5.597) (13.852) (4.908) (7.046)$				0.312	2.063	-960.349
Hong Kong	$\pi_t = 0.408 + 0.172\pi_{t-4} + 0.109\pi_{t-5} + 0.104\pi_{t-8} + 0.172\pi_{t-11} + 0.326\pi_{t-24} + 0.225\pi_{t-36} - 0.109\varepsilon_{t-1} + 0.271\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$ $t = (2.698) (3.686) (2.380) (2.209) (3.708) (7.046) (4.934) (-2.285) (5.560)$				0.364	2.005	-413.652
Indonesia	$\pi_t = 0.919 + 0.083\pi_{t-1} + 0.153\pi_{t-4} + 0.159\pi_{t-6} + 0.927\pi_{t-12} + 0.138\varepsilon_{t-1} - 0.747\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$ $t = (2.435) (2.082) (3.800) (3.920) (36.893) (3.341) (-15.222)$				0.121	1.975	-1157.02
Malasia	$\pi_t = 0.232 + 0.892\pi_{t-1} + 1.000\pi_{t-12} - 0.736\varepsilon_{t-1} - 0.999\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$ $t = (0.183) (24.343) (46970.18) (-13.291) (-457.380)$				0.180	1.871	-540.935
Singapur	$\pi_t = 0.121 + 0.186\pi_{t-3} + 0.177\pi_{t-4} + 0.159\pi_{t-5} + 0.113\pi_{t-6} + 0.860\pi_{t-12} + 0.095\pi_{t-24} + 0.043\pi_{t-36} + 0.091\varepsilon_{t-2} - 0.797\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$ $t = (0.003) (5.002) (4.809) (4.416) (3.014) (2.641) (1.181) (2.016) (2.340) (-22.316)$				0.330	2.064	-717.330
Tailandia	$\pi_t = 0.303 + 0.270\pi_{t-1} + 0.233\pi_{t-3} + 0.114\pi_{t-7} + 0.982\pi_{t-12} + 0.017\pi_{t-36} + 0.103\varepsilon_{t-2} - 0.903\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$ $t = (0.0002) (7.088) (6.233) (3.085) (2.475) (3.385) (2.518) (-38.722)$				0.323	2.009	-629.560

Nota: R² (Coeficiente de determinación); DW (Durbin Watson); LLF (Logaritmo de Máxima Verosimilitud).

Fuente: Elaboración propia

variables. Por otra parte, se tienen coeficientes de determinación relativamente buenos, pese a que sean bajos esto no indica que los modelos sean erróneos si no que en la regresión realizada pueden existir algunos elementos que no se estén considerando y hagan que la R^2 no sea la esperada. Generalmente el comportamiento de los errores debe de ser similar al de un ruido blanco, de no ser así se puede incurrir en que estos pueden estar correlacionados, es decir, puede existir la presencia de un efecto GARCH el cual al no ser tomado en cuenta puede sesgar los resultados de la regresión. Por tal motivo es necesario realizar una prueba directamente a los errores de los modelos en media y encontrar si existe o no la presencia de estos efectos.

Tabla 13. Prueba de efectos GARCH

País	<i>Prueba de efectos GARCH</i>						\bar{R}^2	$N * R^2$
	$\varepsilon_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \gamma_q \varepsilon_{t-q}^2 + v_t$							
Corea	$\varepsilon_t^2 = 0.148 + 0.249\varepsilon_{t-1}^2 + 0.020\varepsilon_{t-2}^2 + 0.180\varepsilon_{t-3}^2 - 0.098\varepsilon_{t-4}^2 + 0.210\varepsilon_{t-5}^2 + v_t$						0.159	90.789
	$t = (4.121)$	(6.067)	(0.495)	(4.340)	(-2.342)	(5.118)		
Filipinas	$\varepsilon_t^2 = 0.511 + 0.254\varepsilon_{t-1}^2 - 0.021\varepsilon_{t-2}^2 + 0.091\varepsilon_{t-3}^2 - 0.025\varepsilon_{t-4}^2 + 0.068\varepsilon_{t-5}^2 + v_t$						0.077	55.902
	$t = (4.601)$	(6.857)	(-0.553)	(2.384)	(-0.654)	(1.843)		
Hong Kong	$\varepsilon_t^2 = 0.284 + 0.158\varepsilon_{t-1}^2 + 0.037\varepsilon_{t-2}^2 + 0.015\varepsilon_{t-3}^2 + 0.026\varepsilon_{t-4}^2 - 0.013\varepsilon_{t-5}^2 + v_t$						0.030	13.230
	$t = (5.715)$	(3.300)	(0.770)	(0.324)	(0.547)	(-0.285)		
Indonesia	$\varepsilon_t^2 = 1.345 + 0.576\varepsilon_{t-1}^2 - 0.286\varepsilon_{t-2}^2 + 0.193\varepsilon_{t-3}^2 - 0.129\varepsilon_{t-4}^2 + 0.118\varepsilon_{t-5}^2 + v_t$						0.259	154.105
	$t = (2.555)$	(14.087)	(-6.106)	(4.123)	(-2.806)	(2.967)		
Malasia	$\varepsilon_t^2 = 0.155 + 0.059\varepsilon_{t-1}^2 + 0.070\varepsilon_{t-2}^2 + 0.016\varepsilon_{t-3}^2 + 0.014\varepsilon_{t-4}^2 + 0.170\varepsilon_{t-5}^2 + v_t$						0.041	29.766
	$t = (4.994)$	(1.632)	(1.907)	(0.435)	(0.403)	(4.638)		
Singapur	$\varepsilon_t^2 = 0.097 + 0.125\varepsilon_{t-1}^2 + 0.197\varepsilon_{t-2}^2 + 0.104\varepsilon_{t-3}^2 + 0.054\varepsilon_{t-4}^2 + 0.279\varepsilon_{t-5}^2 + v_t$						0.297	201.366
	$t = (2.587)$	(3.387)	(5.288)	(2.759)	(1.448)	(7.554)		
Tailandia	$\varepsilon_t^2 = 0.214 + 0.017\varepsilon_{t-1}^2 + 0.083\varepsilon_{t-2}^2 + 0.079\varepsilon_{t-3}^2 + 0.112\varepsilon_{t-4}^2 + 0.010\varepsilon_{t-5}^2 + v_t$						0.030	18.930
	$t = (5.141)$	(0.441)	(2.105)	(1.995)	(2.837)	(2.252)		

Fuente: Elaboración propia.

La prueba de efectos GARCH ya ha sido explicada en el apartado 3.1 y siguiendo esta se ha generado una prueba para cada una de las 7 economías, incluyendo únicamente 5 rezagos para cada una de ellas. Los resultados obtenidos han sido presentados en la tabla 13 en donde se observa que los valores de los estadísticos t en su mayoría son significativos o cuando menos uno lo es en cada uno de los modelos, probando con ello el rechazo de la hipótesis nula para esta prueba, es decir, se tiene la presencia de una varianza heteroscedástica. Lo anterior demuestra la hipótesis de que todas las series financieras contienen volatilidad, es decir, presentan grandes cambios a lo largo del tiempo por lo cual es necesario aplicar modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresivos generalizados para capturar dichos efectos.

4.5. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS SARIMA-GARCH-M

Debido a que en el apartado anterior se evidencio que existe la presencia de efectos GARCH en los datos, es necesario complementar nuestro modelo en media con la inclusión de un modelo de varianza, es decir, un GARCH de tal forma que se pueda contar con modelos más robustos para la investigación, dicho de otro modo, se debe de generar un nuevo modelo híbrido SARIMA-GARCH-M. Puesto que el objetivo de esta investigación es identificar las hipótesis que se cumple para cada una de las economías derivado de los resultados que arrojen las regresiones, se optó por introducir un GARCH-M con la finalidad de que las ecuaciones tanto de media como de varianza se retroalimenten entre si y sea posible cumplir con este propósito.

En la tabla 14 es posible observar los resultados obtenidos después de haber realizado los modelos híbridos antes mencionados, de acuerdo a la especificación presentada para un modelo de este tipo, es decir, se muestra una primera ecuación que corresponde a la media condicional denotada como π_t , por otra parte, la segunda ecuación pertenece a la varianza condicional, en ella se destaca la inserción de variables dicótomas tanto para el cambio estructural como para la metas de inflación, únicamente en caso de que se encuentren presentes dentro de cada una de las economías, con el fin de completar los modelos, haciendo énfasis en la retroalimentación dada entre ambas ecuaciones.

Se puede observar que no en todos los casos existe la presencia de las variables dicótomas mencionadas previamente, pero que a pesar de ello los resultados obtenidos en los

coeficientes de determinación son relativamente buenos, al igual que la prueba Durbin-Watson exceptuando a Singapur el cual se aleja un poco del valor deseado de 2 pero siendo aun así un buen estadístico el cual al igual que todos no presenta ningún problema de autocorrelación en la serie.

Por otro lado, se destaca la utilización de un criterio de máxima verosimilitud para el cálculo de los parámetros del modelo, esto debido a la veracidad que refleja sobre las características presentes en los datos de la serie, para lo cual se busca obtener un estadístico con el valor más pequeño en términos de valor absoluto y así demostrar que no se pueden obtener mejores parámetros que los que se obtuvieron a través de este logaritmo. Es necesario aclarar que si bien el estadístico se puede realizar como se mencionó en el apartado 3.2, en el presente estudio se optó por utilizar paquetes estadísticos los cuales generan de manera automática dichos valores con la seguridad de que son los mejores entre todos los posibles y por lo tanto se puede confiar en la fidelidad de ellos.

Después de haber analizado los elementos de la tabla anterior, es posible identificar con los estadísticos obtenidos de las series, cuál de las hipótesis propuestas para el estudio se cumplen en cada una de las economías, basándose en el valor del estadístico t así como del signo que este tiene. En primera instancia se tiene que tanto para Filipinas, Malasia y Tailandia se cumple con la hipótesis de Friedman-Ball (1977) la cual indica que a medida que la inflación aumenta conlleva a que exista un incremento por parte de la incertidumbre, esto se sustenta con el hecho de que el estadístico t de las economías mencionadas es estadísticamente significativo, además de que el signo del coeficiente es positivo.

Por otra parte, se tiene a Pourgerami & Maskus (1987) quienes proponen una hipótesis opuesta a la anterior, el signo del coeficiente es negativo y de la misma manera es significativo su estadístico t . Para este caso se observa que tanto Corea como Hong Kong cumplen con dicha postura, al tener valores t de -2.855 y -14.127 respectivamente denotando que al existir una inflación elevada los responsables intentaran en medida de lo posible pronosticarla lo cual impacta de manera negativa sobre la incertidumbre.

Por otro lado, debido a la retroalimentación que se tiene entre las ecuaciones de media condicional y varianza condicional se puede verificar la presencia de la hipótesis de Cukierman & Meltzer (1986), tanto para Corea, Filipinas y Tailandia con estadísticos

Tabla 14. Estimación de los modelos SARIMA-GARCH-M

<i>Especificación SARIMA-GARCH-M</i>				
País	$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \varepsilon_{t-j} + \sum_{i=1}^P \gamma_i \pi_{t-is} + \sum_{j=1}^Q \delta_j \varepsilon_{t-js} + \varphi \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$	(Media Condicional)		
	$h_t = \omega_0 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + \beta h_{t-1} + \delta \pi_{t-1} + \theta_1 DUMB_t + \theta_2 DUMIT_t + \theta_3 DUMIT_t * \pi_{t-1}$	(Varianza Condicional)	R^2	DW LLF
Corea	$\pi_t = -0.958 + 0.313\pi_{t-1} + 0.152\pi_{t-2} + 0.152\pi_{t-12} + 0.228\varepsilon_{t-1} + 0.018\varepsilon_{t-12} + 1.477\sqrt{h_t}$ $t = (-2.835) \quad (0.578) \quad (0.504) \quad (1.135) \quad (0.421) \quad (0.135) \quad (4.333)$		0.360	1.868 -543.153
	$h_t = 0.348 + 0.149\varepsilon_{t-1}^2 + 0.447h_{t-1} - 0.077\pi_{t-1} - 0.287DUMB_t - 0.430DUMIT_t * \pi_{t-1}$ $t = (7.925) \quad (33.489) \quad (8.988) \quad (-2.855) \quad (-3.844) \quad (-9.407)$			
Filipinas	$\pi_t = 0.359 + 0.297\pi_{t-1} + 0.016\pi_{t-4} + 0.180\pi_{t-12} + 0.330\sqrt{h_t}$ $t = (5.505) \quad (7.981) \quad (0.437) \quad (8.214) \quad (3.434)$		0.275	1.854 -782.066
	$h_t = 0.146 + 0.472\varepsilon_{t-1}^2 + 0.321h_{t-1} + 0.368\pi_{t-1} - 0.209DUMB_t - 0.574DUMIT_t * \pi_{t-1}$ $t = (8.233) \quad (7.234) \quad (8.005) \quad (10.634) \quad (-5.292) \quad (-14.486)$			
Hong Kong	$\pi_t = 0.277 + 0.136\pi_{t-4} + 0.103\pi_{t-5} + 0.200\pi_{t-11} + 0.202\pi_{t-24} + 0.220\pi_{t-36} - 0.185\varepsilon_{t-1} + 0.342\varepsilon_{t-12} - 0.168\sqrt{h_t}$ $t = (2.562) \quad (3.382) \quad (2.186) \quad (4.605) \quad (6.673) \quad (5.675) \quad (-3.037) \quad (8.060) \quad (-0.980)$		0.370	1.906 -321.508
	$h_t = 0.222 + 0.212\varepsilon_{t-1}^2 + 0.350h_{t-1} - 0.195\pi_{t-1}$ $t = (11.221) \quad (5.484) \quad (12.001) \quad (-14.127)$			
Indonesia	$\pi_t = 0.039 + 0.194\pi_{t-1} + 0.008\pi_{t-4} + 0.038\pi_{t-6} + 0.194\pi_{t-12} - 0.060\varepsilon_{t-12} + 0.789\sqrt{h_t}$ $t = (0.530) \quad (4.220) \quad (0.260) \quad (1.392) \quad (6.496) \quad (-1.501) \quad (10.026)$		0.213	1.821 -735.190
	$h_t = 0.783 + 0.422\varepsilon_{t-1}^2 + 0.042h_{t-1} + 0.069\pi_{t-1} - 0.597DUMB_t - 0.708DUMIT_t + 0.223DUMIT_t * \pi_{t-1}$ $t = (25.387) \quad (8.638) \quad (1.371) \quad (1.352) \quad (-1.353) \quad (-15.739) \quad (14.123)$			
Malasia	$\pi_t = 0.170 + 0.949\pi_{t-1} + 0.966\pi_{t-12} - 0.861\varepsilon_{t-1} - 0.970\varepsilon_{t-12} - 0.119\sqrt{h_t}$ $t = (1.761) \quad (35.962) \quad (208.212) \quad (-19.907) \quad (-332.261) \quad (-1.269)$		0.187	1.737 -420.753
	$h_t = 0.012 + 0.354\varepsilon_{t-1}^2 + 0.613h_{t-1} + 0.056\pi_{t-1} + 0.245DUMB_t$ $t = (2.545) \quad (7.675) \quad (18.750) \quad (4.446) \quad (1.643)$			
Singapur	$\pi_t = 0.148 + 0.145\pi_{t-3} + 0.115\pi_{t-5} + 0.149\pi_{t-6} + 0.196\pi_{t-12} + 0.216\pi_{t-24} + 0.093\varepsilon_{t-2} - 0.017\sqrt{h_t}$ $t = (2.557) \quad (3.291) \quad (2.510) \quad (3.428) \quad (4.387) \quad (6.117) \quad (2.201) \quad (-0.122)$		0.219	2.022 -489.931
	$h_t = 0.002 + 0.072\varepsilon_{t-1}^2 + 0.908h_{t-1} + 0.011\pi_{t-1} + 0.088DUMB_t$ $t = (1.920) \quad (4.566) \quad (61.004) \quad (1.637) \quad (0.996)$			
Tailandia	$\pi_t = 0.194 + 0.203\pi_{t-1} + 0.107\pi_{t-3} + 0.053\pi_{t-7} + 0.088\pi_{t-12} + 0.138\pi_{t-36} - 0.017\varepsilon_{t-2} + 0.102\varepsilon_{t-12} + 0.054\varepsilon_{t-24} + 0.301\sqrt{h_t}$ $t = (2.774) \quad (3.383) \quad (2.567) \quad (1.275) \quad (0.385) \quad (3.471) \quad (-0.334) \quad (0.445) \quad (0.939) \quad (1.945)$		0.259	1.849 -439.856
	$h_t = 0.106 + 0.176\varepsilon_{t-1}^2 + 0.491h_{t-1} + 0.115\pi_{t-1} - 0.299DUMB_t - 0.076DUMIT_t + 0.002DUMIT_t * \pi_{t-1}$ $t = (4.459) \quad (10.582) \quad (10.042) \quad (2.934) \quad (-1.847) \quad (-3.384) \quad (0.076)$			

Nota: R^2 (Coeficiente de determinación); DW (Durbin Watson); LLF (Logaritmo de Máxima Verosimilitud).

Fuente: Elaboración propia

significativos de 4.333, 10.634 y 2.934 respectivamente y coeficientes positivos cumpliendo dicha conjetura, lo cual describe como ya se mencionó en el apartado 1.3, que la

incertidumbre inflacionaria puede causar mayor inflación debido a la postura oportunista de los BC que deciden aprovecharse de dicho entorno incierto y crear sorpresas inflacionarias.

Con el fin de complementar estas nuevas estimaciones es necesario introducir las variables dicótomas necesarias para explicar los distintos factores que afectan a la inflación de cada una de las economías, dentro de estos se consideran los choques estructurales a partir de los cuales se captura los diversos ciclos económicos por los cuales ha pasado cada uno de ellas, también se considera para los países que implementaron el régimen de metas de inflación una variable dummy con valor 1 identificando el momento que adoptaron dicha política, esto con la finalidad de probar las teorías que indican que al introducir esta medida conlleva a tener una mayor credibilidad y por tanto disminuir la incertidumbre generada por ella. Por último, se destaca la implementación de una variable que enuncia el impacto que tiene el apearse a un MIO con el fin controlar la tasa de inflación promedio.

Tomando en cuenta los resultados obtenidos en la tabla 14 para Corea, Filipinas los choques estructurales resultan significativos teniendo un efecto negativo en la incertidumbre inflacionaria mientras que la implementación de las metas de inflación resultan significativas únicamente en Indonesia y Tailandia presentan de igual forma un efecto negativo con un coeficiente de menos 0.708 y menos 0.076 respectivamente y por último el impacto que tiene este régimen sobre la tasa de inflación promedio resulta relevante para Corea, Filipinas generando un efecto negativo mientras que para Indonesia el efecto es opuesto.

4.6. ESTIMACIÓN DE LA PRUEBA DE SIGNO Y TAMAÑO

Es necesario destacar que las pruebas realizadas anteriormente han sido favorables para identificar que hipótesis se cumple en cada una de las economías, sin embargo, como fue explicado previamente existe la una prueba que toma en cuenta los choques asimétricos de la volatilidad con el fin de demostrar que afecta de diferente forma un elemento positivo que uno negativo sobre la incertidumbre inflacionaria.

Con el fin obtener resultados más precisos es necesario aplicar la prueba de signo y tamaño enunciada en el apartado 3.4.1 sobre los residuos obtenidos en nuestro modelo de estimación que antecede, esto se realiza a través de dos pruebas individuales, una sobre el signo del sesgo y la otra de tamaño, posterior a ello se conjuntan para tener los resultados que se muestran en la tabla 15.

Tabla 15. Estimación de la prueba conjunta para el sesgo de signo y tamaño de las economías del Sureste Asiático

País	<i>Prueba de signo y tamaño</i>	
	$\hat{u}_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + \phi_2 S_{t-1}^- u_{t-1} + \phi_3 S_{t-1}^+ u_{t-1} + v_t$	$\bar{R}^2 \quad N * \bar{R}^2$
Corea	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 1.010 - 0.538 S_{t-1}^- - 0.441 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.375 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ $t = (5.450) \quad (-2.588) \quad (-4.478) \quad (1.640)$	0.054 30.294
Filipinas	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.347 - 0.079 S_{t-1}^- - 0.627 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 1.531 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ $t = (1.636) \quad (-0.288) \quad (-2.854) \quad (8.370)$	0.113 80.682
Hong Kong	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.187 + 0.170 S_{t-1}^- - 0.223 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.220 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ $t = (2.493) \quad (1.552) \quad (-1.709) \quad (1.703)$	0.025 9.950
Indonesia	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 1.565 - 1.805 S_{t-1}^- - 1.507 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 1.972 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ $t = (3.184) \quad (-2.930) \quad (-4.408) \quad (6.851)$	0.14 81.340
Malasia	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.126 + 0.016 S_{t-1}^- - 0.207 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.379 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ $t = (2.645) \quad (0.222) \quad (-1.470) \quad (4.266)$	0.029 20.793
Singapur	$\hat{\varepsilon}_t^2 = -0.035 + 0.016 S_{t-1}^- - 0.944 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 1.217 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ $t = (-0.427) \quad (0.136) \quad (-6.308) \quad (10.544)$	0.191 124.532
Tailandia	$\hat{\varepsilon}_t^2 = 0.344 - 0.090 S_{t-1}^- - 0.112 S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.240 S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + u_t$ $t = (4.136) \quad (-0.842) \quad (-0.953) \quad (1.805)$	0.012 7.104

Nota: R² (Coeficiente de determinación); DW (Durbin Watson); LLF (Logaritmo de Máxima Verosimilitud).

Fuente: Elaboración propia.

Basado en los resultados del cuadro anterior podemos concluir que únicamente para Corea e Indonesia el estadístico del coeficiente que mide la prueba del sesgo de signo (S_{t-1}^-) es significativo mientras que en los demás casos no es posible afirmar de manera individual la presencia de dicha característica. Por otro lado, para comprender el resultado de la prueba de

sesgo de tamaño es necesario realizar de manera inicial la suma de los coeficientes obtenidos para $S_{t-1}^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + S_{t-1}^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^2$, para después determinar según el resultado si los choques positivos o negativos prevalecen dependiendo del resultante de la adición antes realizada, al obtener un valor mayor a cero indicara que los impactos positivos generan un efecto superior y viceversa. En este caso se puede denotar que para Filipinas, Indonesia, Malasia, Singapur y Tailandia los choques positivos predominan en la estimación de la incertidumbre, en tanto que ocurre lo contrario para Corea y Hong Kong.

Ahora bien, para determinar la presencia de efectos asimétricos de manera conjunta se usa el valor del estadístico $N \cdot R^2$ que debe ser comparado con el estadístico de la distribución χ^2 para determinar si se acepta o se rechaza la hipótesis nula la cual indica la ausencia de efectos asimétricos, para el presente estudio se puede resaltar el rechazo de la hipótesis nula para todos los casos, afirmando entonces que será necesario replantear las estimaciones anteriores añadiendo la estructura de un modelo GJR-GARCH o EGARCH con el fin de lograr capturar este efecto.

4.7. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS CON EFECTO ASIMÉTRICO

Después de haber realizado las pruebas previstas para detectar la presencia de choques asimétricos en la incertidumbre y validando la existencia de los mismos, es importante estimar un nuevo modelo el cual incluya dicho efecto, para ello anteriormente se explicaron dos modelos de la familia GARCH que cumplen con la inclusión de esta característica; los EGARCH y GJR-GARCH Para determinar cuál de ellos es el modelo óptimo a implementar es necesario recordar algunas peculiaridades de cada uno de ellos que fueron descritas en el apartado 3.4.2 y 3.4.3, por un lado los modelos EGARCH permiten analizar los efectos de las buenas y malas noticias de la incertidumbre inflacionaria eliminando las restricciones de no negatividad del modelo, a su vez el modelo GJR-GARCH a través de una variable dicótoma (I_{t-1}) ayuda a capturar los efectos de los choques tanto positivos como negativos, demostrando cuál de ellos tiene un mayor impacto. Cabe resaltar que la principal cualidad por la cual se opta por utilizar un modelo GJR-GARCH es la no linealidad del modelo EGARCH además de la complejidad para la interpretación de los

Tabla 16. Estimación de los modelos asimétricos SARIMA-GJR-GARCH-M para las economías del Sureste Asiático

Especificación SARIMA-GJR-GARCH-M					
País	$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \varepsilon_{t-j} + \sum_{i=1}^P \gamma_i \pi_{t-is} + \sum_{j=1}^Q \delta_j \varepsilon_{t-js} + \varphi \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$	(Media Condicional)			
	$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + \beta h_{t-1} + \delta \pi_{t-1} + \theta_1 DUMB_t + \theta_2 DUMIT_t + \theta_3 DUMIT_t * \pi_{t-1}$	(Varianza Condicional)	R^2	DW	LLF
Corea	$\pi_t = -0.348 - 0.643\pi_{t-1} + 0.347\pi_{t-2} - 0.618\pi_{t-12} + 0.999\varepsilon_{t-1} + 0.757\varepsilon_{t-12} + \mathbf{1.752} \sqrt{h_t}$ $t = (-2.367) \quad (-11.713) \quad (6.299) \quad (-10.683) \quad (65123.88) \quad (17.052) \quad (7.529)$		0.427	1.723	-435.680
	$h_t = 0.057 + 0.173\varepsilon_{t-1}^2 + 0.069\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + 0.606h_{t-1} + \mathbf{0.059}\pi_{t-1} - 0.270DUMB_t - 0.127DUMIT_t * \pi_{t-1}$ $t = (5.227) \quad (3.463) \quad (0.776) \quad (8.755) \quad (1.788) \quad (-3.521) \quad (-4.663)$				
Filipinas	$\pi_t = 0.361 + 0.301\pi_{t-1} + 0.015\pi_{t-4} + 0.173\pi_{t-12} + \mathbf{0.316} \sqrt{h_t}$ $t = (6.029) \quad (7.022) \quad (0.408) \quad (8.013) \quad (3.141)$		0.275	1.856	-777.737
	$h_t = 0.129 + 0.464\varepsilon_{t-1}^2 + 0.002\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + 0.339h_{t-1} + \mathbf{0.377}\pi_{t-1} - 0.191DUMB_t - 0.564DUMIT_t * \pi_{t-1}$ $t = (6.923) \quad (3.692) \quad (0.011) \quad (10.741) \quad (9.062) \quad (-2.538) \quad (-15.841)$				
Hong Kong	$\pi_t = 0.427 + 0.209\pi_{t-4} + 0.128\pi_{t-5} + 0.206\pi_{t-11} + 0.294\pi_{t-24} + 0.245\pi_{t-36} - 0.113\varepsilon_{t-1} + 0.280\varepsilon_{t-12} + \mathbf{0.098} \sqrt{h_t}$ $t = (2.847) \quad (5.182) \quad (2.882) \quad (5.188) \quad (7.675) \quad (6.249) \quad (-1.956) \quad (6.359) \quad (0.496)$		0.356	1.973	-388.549
	$h_t = 0.177 + 0.261\varepsilon_{t-1}^2 - 0.055\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + 0.431h_{t-1} - \mathbf{0.123}\pi_{t-1}$ $t = (4.940) \quad (2.722) \quad (-0.468) \quad (4.319) \quad (-4.061)$				

Indonesia	$\pi_t = 0.024 + 0.145\pi_{t-1} + 0.018\pi_{t-4} + 0.050\pi_{t-6} + 0.135\pi_{t-12} - 0.003\varepsilon_{t-12} + \mathbf{1.017}\sqrt{h_t}$								
	$t = (0.329) \quad (3.572) \quad (0.696) \quad (2.385) \quad (3.517) \quad (-0.078) \quad (11.214)$								
	$h_t = 0.750 + 0.840\varepsilon_{t-1}^2 - 0.716\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + 0.045h_{t-1} - \mathbf{0.015}\pi_{t-1} - 0.568DUMB_t - 0.686DUMIT_t + 0.217DUMIT_t * \pi_{t-1}$								
	$t = (15.460) \quad (9.147) \quad (-6.697) \quad (1.837) \quad (-0.656) \quad (-3.122) \quad (-14.000) \quad (17.890)$								0.197 2.082 -714.502
Malasia	$\pi_t = 0.136 + 0.944\pi_{t-1} + 0.966\pi_{t-12} - 0.856\varepsilon_{t-1} - 0.970\varepsilon_{t-12} - \mathbf{0.163}\sqrt{h_t}$								
	$t = (1.388) \quad (33.498) \quad (203.089) \quad (-19.268) \quad (-349.156) \quad (-1.758)$								
	$h_t = 0.007 + 0.278\varepsilon_{t-1}^2 + 0.204\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + 0.597h_{t-1} + \mathbf{0.078}\pi_{t-1} + 0.301DUMB_t$								
	$t = (1.450) \quad (6.280) \quad (2.247) \quad (14.998) \quad (5.054) \quad (1.726)$								0.184 1.732 -419.738
Singapur	$\pi_t = 0.165 + 0.144\pi_{t-3} + 0.096\pi_{t-5} + 0.157\pi_{t-6} + 0.196\pi_{t-12} + 0.222\pi_{t-24} + 0.111\varepsilon_{t-2} + \mathbf{0.132}\sqrt{h_t}$								
	$t = (2.781) \quad (3.434) \quad (2.227) \quad (4.039) \quad (4.834) \quad (6.434) \quad (2.674) \quad (0.920)$								
	$h_t = 0.004 + 0.122\varepsilon_{t-1}^2 - 0.147\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + 0.935h_{t-1} - \mathbf{0.012}\pi_{t-1} + 0.089DUMB_t$								
	$t = (3.043) \quad (4.422) \quad (-3.743) \quad (63.813) \quad (-1.676) \quad (1.135)$								0.217 2.035 -483.556
Tailandia	$\pi_t = 0.180 + 0.207\pi_{t-1} + 0.101\pi_{t-3} + 0.070\pi_{t-7} + 0.066\pi_{t-12} + 0.137\pi_{t-36} - 0.027\varepsilon_{t-2} + 0.121\varepsilon_{t-12} + 0.058\varepsilon_{t-24} + \mathbf{0.288}\sqrt{h_t}$								
	$t = (2.689) \quad (3.476) \quad (2.334) \quad (1.646) \quad (0.287) \quad (3.484) \quad (-0.504) \quad (0.519) \quad (1.012) \quad (1.792)$								
	$h_t = 0.088 + 0.209\varepsilon_{t-1}^2 - 0.040\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1} + 0.554h_{t-1} + \mathbf{0.089}\pi_{t-1} - 0.300DUMB_t - 0.064DUMIT_t - 0.006DUMIT_t * \pi_{t-1}$								
	$t = (7.340) \quad (4.820) \quad (-0.443) \quad (9.519) \quad (1.996) \quad (-1.683) \quad (-5.019) \quad (-0.196)$								0.258 1.852 -434.899

Nota: R² (Coeficiente de determinación); DW (Durbin Watson); LLF (Logaritmo de Máxima Verosimilitud).

Fuente: Elaboración propia.

coeficientes que resultan. Para complementar los modelos antes obtenidos se sigue paso a paso la metodología definida para de este modo llegar a una estimación más completa con un modelo híbrido SARIMA-GJR GARCH-M.

En la tabla 16 se observan los resultados de los coeficientes y estadísticos obtenidos al aplicar este nuevo procedimiento, en ellos es posible identificar la retroalimentación que existe entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria, además para esta última se mide el impacto que ha generado la aplicación de una política de metas de inflación así como los choques estructurales que afronta esta, por último la inclusión de la asimetría permite medir el efecto apalancamiento a través del coeficiente $\varepsilon_{t-1}^2 * I_{t-1}$. Es necesario aclarar que no en todos los casos se consideraron las variables en mención, debido a que de manera conjunta tienen un bajo impacto sobre el coeficiente de correlación.

En primera instancia se expondrán los resultados referentes a los choques estructurales en los cuales se puede identificar que para Corea, Filipinas e Indonesia su coeficiente es negativo y significativo por lo cual se dice que la presencia de choques estructural disminuirá la incertidumbre inflacionaria, mientras que, para Tailandia también se cumple esta condición sin embargo al tener un estadístico no significativo, no es posible afirmar del todo que los quiebres afecten realmente a la variable explicada. Por otro lado, para Malasia y Singapur ocurre el efecto contrario, cuando hay un choque la incertidumbre inflacionaria aumentaría, pero al no ser significativo no genera un comportamiento diferente.

Por otro lado, se puede observar que de las cuatro economías que adoptaron una política de metas de inflación (mencionadas en la tabla 2), tan solo Indonesia y Tailandia han logrado afectar directamente en la reducción de la incertidumbre inflacionaria gracias a la activación de este régimen, en tanto que, basándose en el impacto que causa el implementar estas metas sobre la tasa de inflación y a su vez afectar a la incertidumbre de manera negativa, se puede complementar que además de los países mencionados anteriormente se suman Corea y Filipinas con un coeficiente negativo y estadístico significativo, lo cual indica que a partir de que se puso en marcha este plan por parte de los BC's, la variabilidad de los costos se ha comportado de una manera estable dentro de los parámetros a los cuales se haya calibrado cada meta. Llegando al punto por cual fue necesario realizar una nueva estimación, se puede encontrar que la variable que capta los efectos asimétricos sobre la varianza condicional

denota que tanto Indonesia y Singapur tiene un coeficiente negativo y significativo lo cual indica que los choques positivos afectan mayormente a la incertidumbre inflacionaria, mientras que sucede el efecto contrario en el caso de Malasia, el coeficiente de apalancamiento es positivo y significativo, por lo cual los choques negativos impactan de mayor manera a la incertidumbre.

Por último, se logra constatar la retroalimentación que existe entre la incertidumbre inflacionaria y la inflación con el fin de identificar cuál de las hipótesis planteadas para el presente estudio cumple para cada una de las economías del sureste asiático. En primera instancia se valida el cumplimiento de la hipótesis propuesta por Friedman-Ball desarrollada en la segunda ecuación de los modelos, la cual estima el valor futuro de la incertidumbre inflacionaria respecto a la inflación del periodo anterior. En los países analizados esta afirmación se cumple para el caso de Filipinas, Malasia y Tailandia donde el coeficiente de la inflación es positivo y a su vez significativo, mientras que para Corea también se presenta esta relación positiva sin embargo este coeficiente no es estadísticamente significativo. Contrario a la hipótesis anterior se encuentra la presentada por Pourgerami-Markus, la cual asegura que la relación que va de la inflación a la incertidumbre inflacionaria es negativa, para este caso en Indonesia, Singapur y Hong Kong se identifica dicho efecto, pero únicamente se puede validar estadísticamente para este último.

En cuanto a la conexión que se captura en la primera ecuación del modelo estimado, se puede corroborar la relación de causalidad que va de la incertidumbre inflacionaria a la inflación, resaltando que para Corea, Filipinas e Indonesia se acepta la hipótesis de Cukierman-Meltzer, definiendo así que es la incertidumbre inflacionaria del momento actual lo que impacta directamente sobre la estimación de la inflación futura. Siguiendo esta misma idea se puede denotar que para Hong Kong, Singapur y Tailandia a pesar de que es signo que acompaña al coeficiente es positivo el hecho de que el estadístico no sea significativo no permite afirmar que en estas economías suceda esta teoría. De modo opuesto se observa que únicamente Malasia presenta un coeficiente estimado negativo lo cual concuerda con la idea presentada por Holland sin embargo al no ser significativo su estadístico no se puede afirmar lo antes mencionado.

CONCLUSIONES

Gracias a la presente investigación ha sido posible examinar las principales teorías sobre la relación de retroalimentación entre la inflación y su incertidumbre inflacionaria que se han desarrollado a lo largo de las últimas décadas, tomando como muestra de estudio a las principales economías del sureste asiático, de igual forma, ha sido posible identificar la presencia de un efecto apalancamiento y el resultado que se ha obtenido al implementar un régimen de MIO. Se seleccionaron 7 economías del sureste asiático las cuales a partir de sus características se pueden dividir en dos grupos, por un lado, se encuentran los que adoptaron un régimen de metas de inflación para la estabilización de sus precios (Corea, Filipinas, Indonesia y Tailandia) y en contraparte, aquellos que utilizaron otros instrumentos de política para estabilizar sus precios y decidieron no aplicar el esquema de MI (Hong Kong, Malasia y Singapur).

Respecto a la existencia de un efecto asimétrico en la incertidumbre inflacionaria se destaca lo siguiente:

- Para el primer grupo se observa que los resultados no son conclusivos puesto que, únicamente para Indonesia se afirma que existe la presencia de un efecto apalancamiento negativo, lo que indica que las malas noticias traducidas en un incremento de la inflación en el periodo pasado, no se verán reflejadas en el futuro más próximo con una disminución en la incertidumbre inflacionaria.
- Por otra parte, en el segundo conjunto se destaca un efecto apalancamiento para Singapur similar al presentado anteriormente, mientras que, en Malasia ocurre lo contrario, son los decrementos en el pasado los que afectan directamente en la incertidumbre del periodo inmediato.

En lo que se refiere a las hipótesis que plantea una relación entre la inflación y la incertidumbre inflacionaria se puede resaltar que:

- De los países que adoptaron un esquema de MIO se puede señalar que en Corea, Filipinas y Tailandia se identifica el cumplimiento de la hipótesis de Friedman-Ball indicando que se generará un aumento en la incertidumbre inflacionaria cuando exista un incremento en la inflación del periodo anterior. En este mismo sentido, se puede distinguir que Malasia a pesar de no adoptar una política de metas de inflación

presenta este mismo comportamiento en su economía. Mientras que, en la dirección opuesta se confirma que para Hong Kong se valida la hipótesis propuesta por Pourgerami-Maskus de que el gobierno al percatarse de un incremento en la inflación buscará intervenir invirtiendo distintos recursos con el fin de lograr disminuir la incertidumbre inflacionaria futura generando así una relación negativa entre ambas variables.

- En cuanto a la relación causal de la incertidumbre hacia la inflación, la información obtenida muestra resultados concluyentes para el primer conjunto de países, en los cuales se refleja una relación positiva, es decir, a mayor incertidumbre inflacionaria mayor será el nivel de inflación coincidiendo así con la hipótesis planteada por Cukierman-Meltzer la cual resalta una postura oportunista de los BC quienes aplican políticas de corte expansivo para aprovecharse de la presencia de esta situación, mientras que, por el contrario, Malasia se identifica con la hipótesis sugerida por Holland que propone un vínculo negativo que es característico de BC que se comportan de manera estabilizadora ante la presencia de una alta incertidumbre en la inflación.

Por último, para las economías que adoptaron un MIO se verifica si el uso de esta política ha cumplido con su cometido de mantener la estabilidad de precios, incluyendo en el modelo dos variables que capturan el impacto ocurrido al incorporar este régimen en su gobierno, concluyendo que:

- Cuando se mide directamente el impacto que genera el establecer un objetivo de inflación para controlar la incertidumbre inflacionaria se puede resaltar que, únicamente en Indonesia y Tailandia resulta eficaz, debido a que se confirma estadísticamente que la implementación de dicha política reduce la incertidumbre.
- Adicionalmente, al determinar el resultado de adopción del régimen de MIO reflejado en la tasa promedio de inflación, la evidencia es más favorable; por un lado, se puede garantizar el correcto funcionamiento de este régimen en Corea, Filipinas y Tailandia; sin embargo, para Indonesia la situación es diferente, ya que no se ve mejoría aun con el uso de esta política, debido a que la incertidumbre inflacionaria sufre de un incremento derivado de la implementación de este esquema de política monetaria.

Derivado de la información obtenida se puede cuestionar si el régimen de metas de inflación está planteado para adaptarse a las características propias de cada una de las economías o si bien los supuestos en los que se basa se generan a partir de un ambiente ideal que es muy distinto a la realidad de las economías en desarrollo, ya que no resulta funcional para el control de los precios en todas las economías que lo han adoptado. También es de preguntarse si realmente el comportamiento de la incertidumbre inflacionaria se debe a la estrategia por parte de los BC sobre el instrumento que utilizan para controlar la inflación, o bien si es consecuencia de la postura que toman estas instituciones ante un ambiente de incertidumbre.

ANEXOS

Anexo 1. Análisis de las funciones de autocorrelación simple y parcial (FAC y FACP)

Corea

Sample: 1957M01 2018M01

Included observations: 576

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.590	0.590	201.56	0.000
		2 0.355	0.011	274.76	0.000
		3 0.257	0.066	313.15	0.000
		4 0.265	0.133	354.06	0.000
		5 0.302	0.129	407.33	0.000
		6 0.339	0.131	474.57	0.000
		7 0.300	0.024	527.17	0.000
		8 0.258	0.038	566.28	0.000
		9 0.253	0.067	603.78	0.000
		1... 0.286	0.094	651.93	0.000
		1... 0.328	0.102	715.34	0.000
		1... 0.419	0.205	819.15	0.000
		1... 0.322	-0.08...	880.29	0.000
		1... 0.183	-0.10...	900.20	0.000
		1... 0.209	0.114	926.12	0.000
		1... 0.203	-0.05...	950.62	0.000
		1... 0.230	0.024	982.04	0.000
		1... 0.252	0.028	1019.9	0.000
		1... 0.254	0.039	1058.6	0.000
		2... 0.178	-0.07...	1077.4	0.000
		2... 0.108	-0.09...	1084.4	0.000
		2... 0.118	0.002	1092.7	0.000
		2... 0.223	0.130	1122.7	0.000
		2... 0.311	0.083	1181.2	0.000
		2... 0.228	-0.10...	1212.7	0.000
		2... 0.125	-0.00...	1222.1	0.000
		2... 0.085	-0.05...	1226.5	0.000
		2... 0.090	-0.03...	1231.4	0.000
		2... 0.120	0.006	1240.2	0.000
		3... 0.152	0.001	1254.3	0.000
		3... 0.126	-0.03...	1264.0	0.000
		3... 0.100	0.021	1270.1	0.000
		3... 0.104	0.069	1276.7	0.000
		3... 0.133	0.026	1287.6	0.000
		3... 0.253	0.156	1327.1	0.000
		3... 0.340	0.123	1398.6	0.000

Hong Kong

Sample: 1957M01 2018M01

Included observations: 446

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.135	0.135	8.2052	0.004
		2 0.103	0.086	12.983	0.002
		3 0.118	0.096	19.301	0.000
		4 0.258	0.232	49.412	0.000
		5 0.206	0.150	68.723	0.000
		6 0.137	0.071	77.280	0.000
		7 0.186	0.122	93.002	0.000
		8 0.222	0.129	115.52	0.000
		9 0.134	0.018	123.69	0.000
		1... 0.089	-0.01...	127.30	0.000
		1... 0.253	0.159	156.68	0.000
		1... 0.462	0.381	255.13	0.000
		1... 0.172	0.081	268.80	0.000
		1... 0.087	-0.00...	272.29	0.000
		1... 0.115	-0.02...	278.45	0.000
		1... 0.135	-0.12...	286.93	0.000
		1... 0.195	0.004	304.56	0.000
		1... 0.094	-0.04...	308.71	0.000
		1... 0.183	0.032	324.33	0.000
		2... 0.174	0.036	338.57	0.000
		2... 0.096	-0.01...	342.90	0.000
		2... 0.052	-0.06...	344.17	0.000
		2... 0.209	-0.00...	364.72	0.000
		2... 0.427	0.243	450.95	0.000
		2... 0.115	0.005	457.21	0.000
		2... 0.037	-0.04...	457.87	0.000
		2... 0.080	-0.01...	460.93	0.000
		2... 0.145	-0.02...	471.01	0.000
		2... 0.093	-0.09...	475.16	0.000
		3... 0.128	0.054	483.08	0.000
		3... 0.127	-0.01...	490.83	0.000
		3... 0.129	-0.03...	498.92	0.000
		3... 0.081	0.035	502.06	0.000
		3... 0.036	-0.03...	502.69	0.000
		3... 0.183	-0.01...	518.94	0.000
		3... 0.326	0.096	570.67	0.000

Filipinas

Sample: 1957M01 2018M01

Included observations: 731

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.485	0.485	172.82	0.000
		2 0.281	0.059	230.80	0.000
		3 0.160	0.003	249.54	0.000
		4 0.243	0.200	292.98	0.000
		5 0.280	0.123	351.04	0.000
		6 0.282	0.085	409.60	0.000
		7 0.245	0.065	453.86	0.000
		8 0.164	-0.02...	473.80	0.000
		9 0.051	-0.11...	475.76	0.000
		1... 0.135	0.112	489.23	0.000
		1... 0.177	0.041	512.58	0.000
		1... 0.271	0.133	567.50	0.000
		1... 0.104	-0.13...	575.59	0.000
		1... -0.01...	-0.11...	575.79	0.000
		1... -0.09...	-0.10...	582.52	0.000
		1... -0.04...	-0.03...	584.04	0.000
		1... 0.008	-0.01...	584.09	0.000
		1... 0.076	0.066	588.45	0.000
		1... -0.03...	-0.09...	589.10	0.000
		2... -0.06...	0.003	592.69	0.000
		2... -0.11...	0.006	602.01	0.000
		2... -0.00...	0.068	602.02	0.000
		2... 0.089	0.112	608.02	0.000
		2... 0.123	0.050	619.46	0.000
		2... 0.046	0.013	621.10	0.000
		2... 0.025	0.084	621.57	0.000
		2... -0.04...	-0.04...	622.88	0.000
		2... -0.01...	-0.05...	623.14	0.000
		2... -0.00...	-0.04...	623.15	0.000
		3... 0.092	0.029	629.63	0.000
		3... 0.032	-0.02...	630.41	0.000
		3... 0.007	0.014	630.45	0.000
		3... -0.00...	0.008	630.48	0.000
		3... 0.093	0.064	637.19	0.000
		3... 0.174	0.087	660.42	0.000
		3... 0.267	0.166	715.57	0.000

Indonesia

Sample: 1957M01 2018M01

Included observations: 600

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.107	0.107	6.9443	0.008
		2	0.119	0.108	15.431	0.000
		3	0.173	0.154	33.565	0.000
		4	0.143	0.107	46.018	0.000
		5	0.047	-0.00...	47.345	0.000
		6	0.166	0.120	64.037	0.000
		7	-0.05...	-0.12...	65.818	0.000
		8	0.073	0.046	69.082	0.000
		9	0.118	0.084	77.529	0.000
		1...	-0.03...	-0.07...	78.475	0.000
		1...	0.039	0.041	79.423	0.000
		1...	0.107	0.058	86.433	0.000
		1...	-0.00...	-0.00...	86.434	0.000
		1...	0.069	0.043	89.393	0.000
		1...	-0.00...	-0.06...	89.400	0.000
		1...	-0.05...	-0.04...	90.964	0.000
		1...	-0.01...	-0.05...	91.156	0.000
		1...	-0.03...	-0.05...	91.932	0.000
		1...	-0.07...	-0.02...	95.673	0.000
		2...	-0.03...	-0.03...	96.237	0.000
		2...	-0.04...	0.001	97.257	0.000
		2...	0.008	0.061	97.296	0.000
		2...	0.028	0.037	97.776	0.000
		2...	0.090	0.126	102.88	0.000
		2...	-0.03...	-0.05...	103.48	0.000
		2...	-0.02...	-0.06...	103.95	0.000
		2...	0.015	0.011	104.09	0.000
		2...	-0.01...	-0.03...	104.19	0.000
		2...	0.026	0.065	104.61	0.000
		3...	-0.01...	-0.01...	104.70	0.000
		3...	-0.07...	-0.05...	107.85	0.000
		3...	-0.00...	0.019	107.85	0.000
		3...	-0.02...	-0.04...	108.10	0.000
		3...	0.010	0.067	108.17	0.000
		3...	0.072	0.068	111.46	0.000
		3...	0.102	0.071	118.11	0.000

Malasia

Sample: 1957M01 2018M01

Included observations: 731

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.295	0.295	63.926	0.000
		2	0.136	0.053	77.453	0.000
		3	0.123	0.077	88.667	0.000
		4	0.118	0.063	98.947	0.000
		5	0.118	0.061	109.17	0.000
		6	0.142	0.085	124.07	0.000
		7	0.137	0.062	137.99	0.000
		8	0.086	0.006	143.51	0.000
		9	0.105	0.051	151.65	0.000
		1...	0.128	0.061	163.74	0.000
		1...	0.136	0.060	177.58	0.000
		1...	0.173	0.095	199.87	0.000
		1...	0.128	0.022	212.19	0.000
		1...	0.052	-0.03...	214.21	0.000
		1...	0.032	-0.02...	214.95	0.000
		1...	-0.02...	-0.09...	215.44	0.000
		1...	0.063	0.049	218.43	0.000
		1...	0.078	0.017	222.98	0.000
		1...	0.064	0.006	226.09	0.000
		2...	-0.00...	-0.05...	226.12	0.000
		2...	-0.05...	-0.08...	228.24	0.000
		2...	0.004	0.008	228.25	0.000
		2...	0.096	0.088	235.29	0.000
		2...	0.090	0.032	241.48	0.000
		2...	0.058	0.017	244.01	0.000
		2...	0.019	-0.00...	244.27	0.000
		2...	0.036	0.036	245.23	0.000
		2...	0.006	-0.01...	245.26	0.000
		2...	0.008	-0.01...	245.31	0.000
		3...	0.043	0.017	246.70	0.000
		3...	0.010	-0.01...	246.77	0.000
		3...	0.000	-0.00...	246.77	0.000
		3...	-0.01...	-0.00...	246.86	0.000
		3...	0.055	0.057	249.17	0.000
		3...	0.123	0.087	260.81	0.000
		3...	0.125	0.044	272.87	0.000

Singapur

Sample: 1957M01 2018M01

Included observations: 683

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.020	0.020	0.2878	0.592
		2	0.126	0.126	11.227	0.004
		3	0.186	0.184	34.964	0.000
		4	0.114	0.101	43.906	0.000
		5	0.133	0.096	56.176	0.000
		6	0.271	0.233	106.84	0.000
		7	0.074	0.036	110.65	0.000
		8	0.092	0.004	116.52	0.000
		9	0.121	0.020	126.75	0.000
		1...	0.034	-0.04...	127.54	0.000
		1...	0.024	-0.07...	127.93	0.000
		1...	0.313	0.240	196.38	0.000
		1...	-0.03...	-0.05...	197.08	0.000
		1...	-0.01...	-0.10...	197.22	0.000
		1...	0.082	-0.01...	201.98	0.000
		1...	-0.07...	-0.11...	206.04	0.000
		1...	-0.00...	-0.06...	206.04	0.000
		1...	0.106	0.020	213.99	0.000
		1...	-0.01...	0.038	214.07	0.000
		2...	-0.04...	-0.03...	215.40	0.000
		2...	-0.03...	-0.06...	216.11	0.000
		2...	-0.04...	0.015	217.31	0.000
		2...	-0.08...	-0.06...	222.87	0.000
		2...	0.264	0.240	272.50	0.000
		2...	-0.07...	0.024	276.22	0.000
		2...	-0.06...	-0.04...	279.21	0.000
		2...	-0.01...	-0.06...	279.31	0.000
		2...	-0.09...	-0.05...	285.54	0.000
		2...	-0.08...	-0.09...	290.81	0.000
		3...	0.094	0.010	297.16	0.000
		3...	-0.04...	0.032	298.35	0.000
		3...	-0.13...	-0.11...	311.05	0.000
		3...	-0.00...	0.017	311.08	0.000
		3...	0.016	0.125	311.25	0.000
		3...	-0.14...	-0.07...	325.72	0.000
		3...	0.262	0.188	375.37	0.000

Tailandia

Sample: 1957M01 2018M01

Included observations: 636

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.391	0.391	97.502	0.000
		2 0.237	0.100	133.45	0.000
		3 0.261	0.166	177.25	0.000
		4 0.187	0.030	199.66	0.000
		5 0.214	0.114	229.06	0.000
		6 0.203	0.058	255.57	0.000
		7 0.216	0.096	285.65	0.000
		8 0.167	0.003	303.76	0.000
		9 0.117	-0.01...	312.65	0.000
		1... 0.127	0.019	323.17	0.000
		1... 0.189	0.103	346.35	0.000
		1... 0.312	0.211	409.52	0.000
		1... 0.207	-0.01...	437.36	0.000
		1... 0.060	-0.13...	439.70	0.000
		1... 0.028	-0.09...	440.23	0.000
		1... 0.085	0.047	444.95	0.000
		1... 0.069	-0.01...	448.06	0.000
		1... 0.123	0.065	458.00	0.000
		1... 0.120	-0.00...	467.46	0.000
		2... 0.079	0.001	471.62	0.000
		2... 0.021	-0.04...	471.89	0.000
		2... 0.016	-0.00...	472.07	0.000
		2... 0.113	0.068	480.59	0.000
		2... 0.191	0.094	504.68	0.000
		2... 0.092	-0.05...	510.36	0.000
		2... 0.003	-0.06...	510.36	0.000
		2... -0.05...	-0.07...	512.12	0.000
		2... -0.02...	-0.00...	512.45	0.000
		2... 0.020	0.023	512.73	0.000
		3... 0.021	-0.02...	513.01	0.000
		3... 0.019	-0.03...	513.25	0.000
		3... 0.030	0.031	513.85	0.000
		3... -0.00...	0.041	513.85	0.000
		3... -0.02...	-0.01...	514.35	0.000
		3... 0.047	0.023	515.85	0.000
		3... 0.171	0.106	535.59	0.000

Anexo 2. Extracción y tratamiento de los datos mediante paquetes estadísticos.

```
#####  
      BASES DE DATOS DEL FONDO MONETARIO INTERNACIONAL  
      (INTERNATIONAL FINANCIAL STATISTICS)  
#####  
install.packages("IMFData")  
library(IMFData)  
#####  
      OBTENCIÓN DE UNA SERIE DE TIEMPO  
BUSQUEDA DEL INPC PARA LAS ECONOMIAS DEL SURESTE ASIATICO  
#####  
(consumer price index) (buscar en: DEF_VAR_IFS18.xls ) ### IFS 2017M9 ###  
databaseID <- 'IFS'  
startdate='1950-01-01'  
enddate='2018-12-31'  
checkquery = FALSE  
### BUSCAR LAS VARIABLES EN LA TABLA DE EXCEL: DEF_IMFDB. ###  
#####  
      HONG KONG  
#####  
queryfilter <- list(CL_FREA="", CL_AREA_IFS="", CL_INDICATOR_IFS  
=c("PCPI_IX"))  
HK.PCPI.query <- CompactDataMethod(databaseID, queryfilter, startdate, enddate,  
  checkquery)  
HK.PCPI.query[, 1:5]  
HK.PCPI.query$Obs[[3]]  
inpc<-HK.PCPI.query$Obs[[3]]  
edit(inpc)  
inpc  
class(inpc)  
### No compilar, solo en caso de querer exportar los datos a formato csv ###
```

```

inpc[,1:2]
write.csv(inpc[,1:2],"C:\\Users\\alee_\\Desktop\\inpchk.csv")
#####
INDONESIA
#####
queryfilter <- list(CL_FREA="", CL_AREA_IFS="ID", CL_INDICATOR_IFS
=c("PCPI_IX"))
ID.PCPI.query <- CompactDataMethod(databaseID, queryfilter, startdate, enddate,
  checkquery)
ID.PCPI.query[, 1:5]
ID.PCPI.query$Obs[[1]]
inpc<-ID.PCPI.query$Obs[[1]]
edit(inpc)
class(inpc)
### No compilar, solo en caso de querer exportar los datos a formato csv ###
inpc[,1:2]
write.csv(inpc[,1:2],"C:\\Users\\alee_\\Desktop\\inpcid.csv")
#####
MALASIA
#####
queryfilter <- list(CL_FREA="", CL_AREA_IFS="MY", CL_INDICATOR_IFS
=c("PCPI_IX"))
MY.PCPI.query <- CompactDataMethod(databaseID, queryfilter, startdate, enddate,
  checkquery)
MY.PCPI.query[, 1:5]
MY.PCPI.query$Obs[[1]]
inpc<-MY.PCPI.query$Obs[[1]]
edit(inpc)
class(inpc)
### No compilar, solo en caso de querer exportar los datos a formato csv ###

```



```

inpc[,1:2]
write.csv(inpc[,1:2],"C:\\Users\\alee_\\Desktop\\inpcmy.csv")
#####
                        FILIPINAS
#####
queryfilter <- list(CL_FREA="", CL_AREA_IFS="PH", CL_INDICATOR_IFS
=c("PCPI_IX"))
PH.PCPI.query <- CompactDataMethod(databaseID, queryfilter, startdate, enddate,
  checkquery)
PH.PCPI.query[, 1:5]
PH.PCPI.query$Obs[[3]]
inpc<-PH.PCPI.query$Obs[[3]]
edit(inpc)
class(inpc)
### No compilar, solo en caso de querer exportar los datos a formato csv ###
inpc[,1:2]
write.csv(inpc[,1:2],"C:\\Users\\alee_\\Desktop\\inpcph.csv")
#####
                        TAILANDIA
#####
queryfilter <- list(CL_FREA="", CL_AREA_IFS="TH", CL_INDICATOR_IFS
=c("PCPI_IX"))
TH.PCPI.query <- CompactDataMethod(databaseID, queryfilter, startdate, enddate,
  checkquery)
TH.PCPI.query[, 1:5]
TH.PCPI.query$Obs[[1]]
inpc<-TH.PCPI.query$Obs[[1]]
edit(inpc)
class(inpc)
### No compilar, solo en caso de querer exportar los datos a formato csv ###

```

```

inpc[,1:2]
write.csv(inpc[,1:2],"C:\\Users\\alee_\\Desktop\\inpcth.csv")
#####
                                SINGAPUR
#####
queryfilter <- list(CL_FREA="", CL_AREA_IFS="SG", CL_INDICATOR_IFS
=c("PCPI_IX"))
SG.PCPI.query <- CompactDataMethod(databaseID, queryfilter, startdate, enddate,
  checkquery)
SG.PCPI.query[, 1:5]
SG.PCPI.query$Obs[[2]]
inpc<-SG.PCPI.query$Obs[[2]]
edit(inpc)
class(inpc)
### No compilar, solo en caso de querer exportar los datos a formato csv ###
inpc[,1:2]
write.csv(inpc[,1:2],"C:\\Users\\alee_\\Desktop\\inpcsg.csv")
#####
                                COREA
#####
queryfilter <- list(CL_FREA="", CL_AREA_IFS="KR", CL_INDICATOR_IFS
=c("PCPI_IX"))
KR.PCPI.query <- CompactDataMethod(databaseID, queryfilter, startdate, enddate,
  checkquery)
KR.PCPI.query[, 1:5]
KR.PCPI.query$Obs[[2]]
inpc<-KR.PCPI.query$Obs[[2]]
edit(inpc)
class(inpc)
### No compilar, solo en caso de querer exportar los datos a formato csv ###

```

```

inpc[,1:2]
write.csv(inpc[,1:2],"C:\\Users\\alee_\\Desktop\\inpckr.csv")
#####
TRANSFORMACION DE VARIABLES DEL SURESTE ASIATICO
#####
install.packages("ggfortify")
install.packages("ggplot2")
install.packages("moments")
library(ggfortify)
library(ggplot2)
library(moments)
INPC<-read.csv(file.choose(), header=T)
attach(INPC)
INPC
### TRANSFORMAMOS LAS VARIABLES EN SERIES DE TIEMPO ###
HKINPC<-ts(INPC[,2],start=c(1957,1),freq=12)
IDINPC<-ts(INPC[,3],start=c(1957,1),freq=12)
MYINPC<-ts(INPC[,4],start=c(1957,1),freq=12)
PHINPC<-ts(INPC[,5],start=c(1957,1),freq=12)
THINPC<-ts(INPC[,6],start=c(1957,1),freq=12)
SGINPC<-ts(INPC[,7],start=c(1957,1),freq=12)
KRINPC<-ts(INPC[,8],start=c(1957,1),freq=12)
### APLICAMOS LOGARITMOS NATURALES ###
IHKINPC<-log(HKINPC)
IIDINPC<-log(IDINPC)
IMYINPC<-log(MYINPC)
IPHINPC<-log(PHINPC)
ITHINPC<-log(THINPC)
ISGINPC<-log(SGINPC)
IKRINPC<-log(KRINPC)

```

```
### APLICAMOS DIFERENCIAS LOGARITMICAS (TASAS DE CRECIMIENTO) ###
```

```
HKINF<-diff(log(HKINPC))*100
```

```
IDINF<-diff(log(IDINPC))*100
```

```
MYINF<-diff(log(MYINPC))*100
```

```
PHINF<-diff(log(PHINPC))*100
```

```
THINF<-diff(log(THINPC))*100
```

```
SGINF<-diff(log(SGINPC))*100
```

```
KRINF<-diff(log(KRINPC))*100
```

```
par(mfrow = c(2,2))
```

```
plot.ts(KRINF, main="INFLACIÓN COREA",lwd = 2)
```

```
grid(lty=1, col=gray(.9))
```

```
plot.ts(PHINF, main="INFLACIÓN FILIPINAS",lwd = 2)
```

```
grid(lty=1, col=gray(.9))
```

```
plot.ts(IDINF, main="INFLACIÓN INDONESIA",lwd = 2)
```

```
grid(lty=1, col=gray(.9))
```

```
plot.ts(THINF, main="INFLACIÓN TAILANDIA",lwd = 2)
```

```
grid(lty=1, col=gray(.9))
```

```
par(mfrow = c(2,2))
```

```
plot.ts(HKINF, main="INFLACIÓN HONG KONG",lwd = 2)
```

```
grid(lty=1, col=gray(.9))
```

```
plot.ts(MYINF, main="INFLACIÓN MALASIA",lwd = 2)
```

```
grid(lty=1, col=gray(.9))
```

```
plot.ts(SGINF, main="INFLACIÓN SINGAPUR",lwd = 2)
```

```
grid(lty=1, col=gray(.9))
```

```
par(mfrow = c(2,1))
```

```
plot.ts(KRINF, main="INFLACIÓN COREA",lwd = 2)
```

```
grid(lty=1, col=gray(.9))
```

```
plot.ts(PHINF, main="INFLACIÓN FILIPINAS",lwd = 2)
```

```
grid(lty=1, col=gray(.9))
```

```
par(mfrow = c(2,1))
```

```

plot.ts(IDINF, main="INFLACIÓN INDONESIA",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(THINF, main="INFLACIÓN TAILANDIA",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
par(mfrow = c(2,1))
plot.ts(HKINF, main="INFLACIÓN HONG KONG",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(MYINF, main="INFLACIÓN MALASIA",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(SGINF, main="INFLACIÓN SINGAPUR",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
#### mayor inflación ####
par(mfrow = c(3,1))
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(BOINF, main="INFLACIÓN BOLIVIA",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(BRINF, main="INFLACIÓN BRASIL",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(PEINF, main="INFLACIÓN PERÚ",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
##### menor inflación #####
par(mfrow = c(3,1))
plot.ts(MXINF, main="INFLACIÓN MEXICO",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(COINF, main="INFLACIÓN COLOMBIA",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(PYINF, main="INFLACIÓN PARAGUAY",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(UYINF, main="INFLACIÓN URUGUAY",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))

```

```

plot.ts(ECINF, main="INFLACIÃ“N ECUADOR",lwd = 2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
plot.ts(MXINPC)
plot.ts(IMXINPC)
plot.ts(MXINF)
plot.ts(MXINPC, main="INPC MEXICO", lwd=2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
par(mfrow = c(2,1))
plot.ts(HKINF, main="INPC MEXICO", lwd=2)
grid(lty=1, col=gray(.9))
autoplot(HKINF)
autoplot(HKINF, ts.geom = 'bar', fill = 'blue')
autoplot(HKINF, ts.geom = 'point', shape = 3)
autoplot(stl(HKINPC, s.window = 'periodic'), ts.colour = 'blue')
### ESTADiSTICAS ###
mean(HKINF)
mean(IDINF)
mean(MYINF)
mean(PHINF)
mean(THINF)
mean(SGINF)
mean(KRINF)
skewness(HKINF)
skewness(IDINF)
skewness(MYINF)
skewness(PHINF)
skewness(THINF)
skewness(SGINF)
skewness(KRINF)
kurtosis(HKINF)

```

kurtosis(IDINF)

kurtosis(MYINF)

kurtosis(PHINF)

kurtosis(THINF)

kurtosis(SGINF)

kurtosis(KRINF)

BIBLIOGRAFÍA

- Akerlof, G. W. (1996). The macroeconomics of low inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-59.
- Álvarez, F. R. (mayo de 2001). Interest Rates and Inflation. *The American Economic Review*, Vol. 91, núm. 2, *Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association*, 219-225.
- Arestis, P. y. (septiembre de 2003). Inflation Targeting: A Critical Appraisal. *Working Paper no. 388, The Levy Economics Institute of Bard College, Annandale-on-Hudson*.
- Ball, L. N. (1988). The new Keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-65.
- Barnebeck, T. M.-M. (2014). Inflation-targeting, Flexible Exchange Rates and Macroeconomic Performance since the Great Recession. *Discussion Papers No. 394*.
- Bernanke, B. S. (1997). Inflation Targeting: A New Framework for Monetary Policy? *Journal of Economic Perspectives* 11 (2), 97-116.
- Bernanke, B. T. (1999). Inflation Targeting: Lessons from the International Experience. *Princeton, Princeton University Press*.
- Bollerslev, T. (307-328 de 1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3).
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance*. Cambridge University Press.
- Capistran C., a. M.-F. (2010). Inflation dynamics in Latin America. *Documentos de Investigación Banco de México*(2006-15), 1-22.
- Cukierman, A. (1992). Central Bank strategy, credibility, and independence. *MIT Press*.
- Cukierman, A. S. (1992). Measuring the independence of central. *World Bank Economic Review* 6, 353-398.
- Cukierman, A. y. (1986). A theory of ambiguity, credibility and inflation under discretion and asymmetric information. *Econometria*, 54(5), 1099-1128.
- D., G. D. (2010). *Econometría*. México: Mc Graw Hill.

- Debelle, G. M. (1998). Inflation targeting as a framework for monetary policy. *Economic Issues No 15, International Monetary Fund*.
- Demertzis, M. A. (1998). Independently Blue? Accountability and Independence in the New Central Bank for Europe. *Mimeo*.
- Dickey D. A., y. W. (1979). Distribution of the estimators for Autoregressive Time series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Edwards, S. (2006). The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited.
- Enders, W. (2015). *Applied econometric Time Series*. New York: John Wiley.
- F. Mishkin, & K.-H. (s.f.). Monetary Policy under Inflation Targeting. 373–413.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3), 451– 472.
- Grier, K. B. (1998). On inflation and inflation uncertainty in the G-7 countries. *Journal of International Money and Finance*, 17(4), 671–689.
- H., G. A. (2014). Modus operandi del Nuevo Consenso Macroeconómico en Brasil, Chile y México. *Problemas del desarrollo*. 45, 179.
- Hammond, G. (2011). State of the art of inflation targeting. *Bank of England, CCBS Handbook no.29*.
Obtenido de www.bankofengland.co.uk/education/ccbs/handbooks/ccbshb29.htm.
- Hetzl, R. L. (2004). *How do central banks control inflation?* (Vol. 90). Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Review.
- Holland, S. (1995). Inflation and uncertainty: tests of temporal ordering. *Journal of Money, Credit and Banking*(27), 827-837.
- Internacional, F. M. (1999). Código de Buenas Prácticas de Transparencia en las Políticas Monetarias y Financieras: Declaración de principios. 1-17.
- J., C. C. (2013). Latin American inflation differentials with USA inflation: does Inflation Targeting make a difference? *Journal of Economic Policy Reform*(17), 13-32.
- King, M. (2005). *Política Monetaria: Práctica Por delante de la teoría*. Obtenido de www.bankofengland.co.uk/publications/speeches/2005/

- Kontonikas, A. (2004). Inflation and inflation uncertainty in the United Kingdom: Evidence from GARCH modeling. *Economic Modelling*, 21(3), 387-618.
- México, B. d. (2007). *Costos económicos generados por la inflación*.
- Mishkin, F. y.-H. (2001). One decade of inflation targeting in the world: What do we know and what do we need to know? *NBER Working Paper Series*(8397).
- P., J. K. (2010). Inflation and inflation uncertainty in the ASEAN-5 economies. *Journal of Asian Economics*(21), 105-112.
- Perrotini Hernández, I. (2007). El nuevo paradigma monetario. *Economía UNAM*, 4(11), 64-82.
- Posen, A. (2008). The future of inflation targeting. *Challenge*. (51), 5–22.
- Pourgerami, A. y. (1987). The effects of inflation on the predictability of price changes in Latin America: Some estimates and policy implications. *World Development*, 15(2), 287-290.
- R., O. A. (2016). Does Inflation Targeting in Asia Reduce Exchange Rate Volatility? *International Economic Journal*(30:2), 294-311.
- Roger, S. (October de 2009). Inflation targeting at 20: Achievements and challenges. *imf Working Papers*(236), 1-32.
- Roger, S. (March de 2010). Inflation targeting turns 20. *Finance and Development*(12), 46–49.
- Rose, A. K. (2008). A stable international monetary system emerges: Inflation targeting is Bretton Woods, reversed. *Journal of International Money and Finance*(26), 663–681.
- Svensson, L. E. (1997). Inflation forecast targeting: Implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, 1111-46.
- Svensson, L. E. (31 de August de 1999). Price level targeting vs. inflation level targeting. *Journal of Money, Credit and Banking*, 277-95.
- Svensson, L. E. (2001). Independent Review of the Operation of Monetary Policy in New Zealand. *Report to the Minister of Finance*.
- Taylor, J. B. (1999). *Monetary Policy Rules*.

Wicksell, K. (1898). The Influence of the Rate of Interest on Commodity Prices. *Selected Papers on Economic Theory*, 67-89.

Woodford, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*.