



**ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL
(ESPOL)**

**INSTITUTO DE CIENCIAS HUMANÍSTICAS Y ECONÓMICAS
(ICHE)**

ECONOMÍA Y GESTIÓN EMPRESARIAL

**DETERMINANTES DEL TIPO DE INTERÉS NOMINAL DEL
ECUADOR Y MODELACIÓN DE SU CURVA DE MADUREZ
DURANTE EL PERÍODO ANTERIOR A LA DOLARIZACIÓN**

TESIS DE GRADO

**Previo a la obtención del título de: Economista en Gestión
Empresarial
Especialización: FINANZAS**

Autores:

Santiago Junior Bucaram Villacís

Germán Enrique Zambrano Echanique

GUAYAQUIL – ECUADOR – 2003

TRIBUNAL DE GRADUACIÓN

Ing. Omar Maluk Salem
Presidente

Econ. Manuel Gonzáles
Director de Tesis

Econ. Leonardo Estrada
Vocal Principal

Dr. Hugo Arias
Vocal Principal

Quiero expresar un especial agradecimiento a mis padres quienes me mostraron su apoyo incondicional y me otorgaron las fuerzas para seguir adelante y nunca rendirme; también quiero darle gracias a esa fuerza especial llamada Dios, que en los momentos más difíciles estuvo presente para levantarme y mantenerme en mi lucha; y por ultimo quisiera mostrar mis mas sinceras muestras de gratitud a nuestro director de tesis, el cual con su paciencia y sabiduría nos guió de una manera responsable a la culminación de este trabajo.

Mi agradecimiento más grande es hacia Dios que me enseña cada día a ser perseverante en mis objetivos y en mi vida cristiana, a mis padres y a mi familia de los cuales obtuve todo el apoyo necesario para completar mi educación; y especialmente mi agradecimiento al Dr. Pablo Lucio Paredes, el cual ha sido el guía de mi carrera profesional.

A Dios y a mis padres

A Waygen, que le ha dado
luz a mis amaneceres y
razones a mis esperanzas.

“La responsabilidad por los hechos, ideas y doctrinas expuestos en esta Tesis de Grado, nos corresponden exclusivamente; y, el patrimonio intelectual de la misma, a la ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL (ESPOL).”

Santiago Junior Bucaram Villacís Germán Enrique Zambrano Echanique

TABLA DE CONTENIDO

RESUMEN.....	viii
INTRODUCCIÓN.....	ix
CAPITULO #1: SERIES NO ESTACIONARIAS.....	13
1.1. Introducción.....	13
1.2. Tests de raíces unitarias.....	15
1.2.1. Test de Dickey Fuller Aumentado.....	16
1.2.2. Test de Phillips Perron.....	17
1.2.3. Test de Zivot y Andrews.....	17
1.2.4. Test de Bai y Perron.....	19
1.2.5. Test de Bierens.....	20
1.3. Análisis de cointegración.....	22
CAPITULO #2: MODELOS DE VOLATILIDAD.....	27
2.1. Introducción.....	27
2.2. Modelos ARCH y GARCH.....	28
2.2.1. Modelos ARCH.....	28
2.2.2. Modelos GARCH.....	34
2.3. Asimetría en los modelos de volatilidad.....	38
2.3.1. Modelos asimétricos.....	38
2.3.1.1. TARCH.....	39
2.3.1.2. E-GARCH.....	40
2.3.2. Curva de Impacto de Noticias (CIN).....	42
CAPITULO #3: PRINCIPIOS FUNDAMENTALES DEL CALCULO ESTOCASTICO.....	45
3.1. Introducción.....	45
3.2. Principios elementales.....	45
3.2.1. Proceso estocástico.....	45
3.2.2. Propiedad de Markov.....	46

3.2.3. Proceso de Wiener.....	46
3.3. Modelos de un factor para la tasa de interés.....	50
3.3.1. Modelo de Vasicek.....	51
CAPITULO #4: EVIDENCIA EMPÍRICA DE LA HIPÓTESIS DE FISHER Y DEL EFECTO MUNDELL – TOBIN PARA EL PERIODO DE LOS 20 AÑOS ANTERIORES A LA DOLARIZACIÓN DE LA ECONOMIA ECUATORIANA.....	57
4.1. Introducción.....	57
4.2. Datos y muestras.....	59
4.2.1. Inflación observada.....	59
4.2.2. Inflación esperada.....	76
4.2.3. Tasa de interés nominal.....	77
4.3. Resultados obtenidos.....	88
CAPITULO #5: MODELACIÓN DE LA CURVA DE MADUREZ Y ESTIMACIÓN DE LA VOLATILIDAD DE LA TASA DE INTERES SPOT DEL MERCADO ECUATORIANO.....	102
5.1. Introducción.....	102
5.2. Datos y muestras.....	105
5.3. Resultados obtenidos.....	107
5.3.1. Curva de madurez de la tasa de interés.....	107
5.3.2. Estimación de la volatilidad condicional de la tasas spot.....	119
CONCLUSIONES.....	128
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS.....	132
ANEXOS.....	136

RESUMEN

En este trabajo se procederá a analizar la relación existente entre el tipo de interés nominal y la inflación esperada durante los 20 años anteriores a la dolarización; asimismo mediante dicho análisis se verificará también, tanto la validez de la hipótesis de Fisher y del efecto Mundell-Tobin durante el periodo de estudio, así como el grado de cointegración o relación a largo plazo entre el tipo de interés nominal y la inflación esperada.

Igualmente se esbozará la curva de madurez del tipo spot ecuatoriano, y se estimará su volatilidad condicional; lo que permitirá examinar las percepciones, expectativas y comportamiento de los agentes ecuatorianos antes de la dolarización, a través de sus decisiones y propensiones intertemporales de inversión y ahorro.

A más de esto, esta tesis servirá de base metodológica para trabajos posteriores, planteando a lo largo de la misma herramientas primordiales y elementales, las cuales podrán ser aplicadas en análisis posteriores de la misma naturaleza, cuando las condiciones así lo permitan.

INTRODUCCIÓN

En toda economía, específicamente si se habla del mercado de créditos, las tasas de interés cumplen con el rol fundamental de ser el precio (de equilibrio) que paga el deudor al acreedor, por el uso que le da a sus recursos por algún tiempo establecido y limitado. Conjuntamente, dichas tasas permitirán definir las preferencias intertemporales de los agentes, quienes deberán decidir si convertirse en deudores o en acreedores, tomando en cuenta sus propensiones por consumo presente y futuro. Es por esta razón, que se considera primordial, dentro de cualquier estudio de los tipos de interés, incluir el impacto que ejerce sobre estos las variaciones en el nivel de precios (inflación), como regulador final de las decisiones de los agentes sobre sus niveles de ahorro y consumo a lo largo de sus vidas.

El presente trabajo se centrará en el análisis del comportamiento de la tasa de interés a lo largo del tiempo. Adicionalmente cabe aclarar, que en este estudio no sólo se procederá a analizar aisladamente dicha variable, sino que se incluirá en el mismo, la relación que existe entre ésta y la inflación, puesto que ésta última es la fuente de incertidumbre más fuerte sobre las decisiones de inversión de los agentes en nuestro país, afectando su poder de compra a largo plazo y causando incertidumbre sobre los flujos monetarios futuros.

Con respecto a dicha relación Fisher (1907) argumentaba que el tipo de interés nominal debía incorporar en su comportamiento las expectativas inflacionarias, en una relación 1 a 1; en tanto que Mundell (1963) y Tobin (1965) afirmaban que dicha relación no era

una relación a la par, y por ende que el tipo de interés real sufriría cambios en el largo plazo, influido por los movimientos acomodaticios hacia el equilibrio, los cuales se veían influenciados por las expectativas generadas en el mercado, que en gran medida afectaban a las decisiones de los agentes. Estudios subsiguientes corroboraron esta última aseveración, y es así que en distintas investigaciones se pudo encontrar que pese a que la inflación esperada y el tipo de interés presentaban una relación de cointegración o de largo plazo, en ningún momento el coeficiente de dicha relación fue igual a 1, tal cual como Mundell y Tobin lo afirmaban; por lo tanto en ciertos casos se observó que dicho coeficiente era menor a 1 (Evans y Lewis, 1995) y en otros mayor a 1 (Crowder y Hoffman, 1996).

En el Ecuador tanto la inflación como el tipo de interés se caracterizan por ser muy volátiles, y por ende la incertidumbre con respecto a sus comportamientos futuros hace que los agentes se muestren renuentes a tomar decisiones arriesgadas; más aún, las expectativas hacen que la incertidumbre sobre los retornos reales sea muy alta; de ahí que será importante analizar el grado de relación existente entre estas variables y contrastarlo con lo propuesto tanto por Fisher así como con lo afirmado por Mundell y Tobin. Por esta razón se torna fundamental determinar una metodología que permita explicar y detallar los principales determinantes del comportamiento de la tasa de interés; así como su desempeño esperado a lo largo de un horizonte de planeación específico.

De la misma forma, dado que la tasa de interés es una variable de alto riesgo, será importante dar a conocer las herramientas

adecuadas que permitan estimar dicha volatilidad. Para esto, en este estudio se procederá a analizar, el verdadero comportamiento de la volatilidad del tipo de interés a lo largo de los últimos 20 años anteriores a la dolarización, a la vez que se estimará una estructura temporal que permita deducir en cierta medida cómo hubiera sido el comportamiento futuro de esta variable si el Ecuador no hubiera entrado a un régimen de dolarización. Y partiendo de esto explicar cuál era la situación real de dicha variable durante aquellos años, período que es considerado de alta incertidumbre, en el cual el comportamiento económico no era muy claro, pero cuyas implicancias se intentará dilucidar mediante este estudio.

Al final, éste pudiera ser considerado como un documento de análisis empírico de índole histórica y metodológica; sin embargo su verdadera importancia radica en que permitirá esclarecer un sin número de interrogantes que hasta el día de hoy no tienen respuesta, con respecto a la verdadera situación de la economía durante esos años. Específicamente, se descubrirá, cómo y en qué grado se vieron afectados los tipos de interés durante dicho periodo; igualmente, como anteriormente se indicó, este trabajo permitirá dejar establecido un precedente metodológico para trabajos posteriores de la misma índole en el Ecuador, cuando las condiciones sean las adecuadas.

Esta investigación está dividida en cuatro secciones. En la primera se estudia la metodología concerniente a las técnicas econométricas y estadísticas que se aplicarán para probar la hipótesis de Fisher y el efecto Mundell – Tobin en la economía ecuatoriana; así como los principios fundamentales que caracterizan al modelo de Vasicek (modelo a utilizar para determinar la curva de estructura

intertemporal de las tasas de interés); en la segunda parte se entregan los resultados obtenidos de la relación de cointegración planteada para el tipo de interés nominal y la inflación esperada de economía ecuatoriana; en la tercera parte se esbozará la curva intertemporal del tipo de interés nominal así como sus implicancias en lo que respecta a las decisiones de inversión de los agentes; y finalmente, en la cuarta parte se plantean las conclusiones de este trabajo sobre la base de los resultados obtenidos en los 2 modelos sugeridos anteriormente, y mediante esto establecer sus relaciones con el comportamiento observado del mercado ecuatoriano a lo largo del período escogido.

CAPITULO #1

SERIES NO ESTACIONARIAS

1.1. Introducción:

Las series no estacionarias pueden ser de dos tipos: series estacionarias en tendencia y series estacionarias en diferencia.

Series Estacionarias en Tendencia: Son aquellas que al quitarles la tendencia se vuelven estacionarias. Una representación muy común de dicho tipo de series vendrá dada por la siguiente expresión:

$$y_t = a + g(t) + \mathbf{y}(L)u_t \quad (1.1)$$

donde $g(t)$ es una función determinística de t y u_t es un vector de perturbaciones ruido blanco.

Series Estacionarias en Diferencia: son aquellas que al diferenciarlas se vuelven estacionarias. Una representación de dicho de tipo de series vendrá dada por la siguiente expresión:

$$y_t = \mathbf{d} + y_{t-1} + \mathbf{y}(L)u_t \quad (1.2)$$

$$\Delta y_t = (1-L)y_t = \mathbf{d} + \mathbf{y}(L)u_t \quad (1.3)$$

Este tipo de series también se las conocen como series con tendencia estocástica.

En lo que respecta a las diferencias fundamentales entre cada una de estas series, se tiene que las series estacionarias en tendencia poseen intervalos de confianza acotados para proyecciones de largo plazo, en tanto que las series estacionarias en diferencia no los tienen. Asimismo shocks transitorios y no anticipados tienen efectos transitorios sobre los niveles de las series cuando estas son estacionarias en tendencia, en tanto que los efectos dichas perturbaciones son permanentes si las series son estacionarias en diferencia.

Dada la gran diferencia existente entre cada una de estas series entre sí (así como con las que se consideran como series estacionarias puras), se ha llegado a la conclusión de que no será trivial su tratamiento y caracterización, por lo tanto será necesario aplicar una métrica que permita distinguir el tipo de serie con la cual se está trabajando.

Para esto será necesario la aplicación de tests de raíces unitarias, sin embargo analizar la existencia o no de raíces unitarias es algo tan importante como delicado, de ahí la necesidad de emplear tanto tests tradicionales así como aquellos que se consideran como no tradicionales, para evitar cometer errores de especificación que conduzcan a conclusiones erróneas con respecto al comportamiento de las series.

1.2. Tests de raíces unitarias:

Una de las prácticas más comunes en el análisis econométrico de series de tiempo ha sido el testear la presencia o no de raíces unitaria en una serie determinada.

Es sabido que este caso particular posee patologías que merecen especial atención; ya que se conoce que aplicar tests t o F tradicionales para evaluar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en una serie determinada (especialmente si es no estacionaria) no sirve, debido a que la distribución de estos tests no es estándar, lo cual llevaría a cometer demasiados errores de Tipo I si se los aplicara directamente, de ahí la necesidad de utilizar tests que se caracterizan por emplear estadísticos obtenidos de especificaciones univariadas, para luego compararlas con los valores obtenidos con aquellos que resultan de sus propiedades asintóticas bajo la hipótesis nula.

Del mismo modo se analizará el problema de un gran número de tests tradicionales que demuestran su bajo poder ante alternativas no tradicionales tales como: los quiebres, las tendencias no lineales, entre otras.

En este caso específico como anteriormente se indicó, se presentará diversos tests de raíces unitarias enmarcados dentro de los que se conocen como tradicionales así como aquellos que son considerados como no tradicionales.

1.2.1. Test de Dickey Fuller Aumentado (1979): Es el de mayor uso para el contraste de la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria. En su versión más general consiste en estimar mediante mínimos cuadrados la siguiente expresión:

$$y_t = a + dt + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^j \beta_i y_{t-i} + e_t \quad (1.4)$$

para mediante la misma evaluar la hipótesis nula $H_0: \rho \neq 1$ contra la hipótesis alternativa $H_1: \rho < 1$. Además el j de la ecuación 1.4 deberá ser escogido de tal modo que ε sea ruido blanco.

Luego de realizada la estimación de los coeficientes, tres tipos de tests son generalmente derivados de estos resultados:

$$ADF = T(\hat{\rho} - 1) \quad (1.5)$$

$$ADF = (\hat{\rho} - 1) / \hat{\delta}_\rho \quad (1.6)$$

$$ADF = (T - k)(SSR - SSU) / (2 - SSU) \quad (1.7)$$

donde T corresponde al tamaño de muestra, SSU a la suma de cuadrados de los residuos del modelo estimado en 1.4, SSR a la suma de cuadrados de los residuos de una versión restringida de 1.4 donde se impone la nula $H_0: \rho = 1; \delta = 0$ y finalmente k es el número de parámetros estimados en el modelo restringido.

Asimismo, tal como lo demostraran Dickey Fuller, la distribución asintótica de cada uno de estos tests no es estándar, por lo que los

valores calculados deben compararse con críticos distintos a los utilizados en las series estacionarias.

1.2.2. Test de Phillips Perron (1988): Un problema operacional que presenta el test de Dickey Fuller Aumentado (DFA) corresponde a la elección de j (número de rezagos incluidos), puesto que el test puede ser no sólo sensible a esta selección, sino también a la exclusión de rezagos que no resulten significativos. De ahí que para corregir este problema Phillips y Perron (PP) establecieron una variante del test de ADF, el cual se lleva a cabo mediante la siguiente especificación:

$$\Delta y_t = \delta + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

El cual consiste en estimar la ecuación 1.8, para mediante esto poder evaluar la hipótesis nula $H_0: \gamma = 0$ contra la hipótesis alternativa $H_1: \gamma > 0$; en donde $\gamma \neq 1 - \alpha$.

Además hay que enfatizar que bajo la hipótesis nula, será necesario estimar simultáneamente \hat{g} y \hat{s}_g mediante la aplicación de matrices de varianzas y covarianzas consistentes con la autocorrelación. Por lo cual se puede afirmar que el test de PP es un test no paramétrico, que a diferencia del test de DFA no requiere que se especifique el número de rezagos para que los residuos sean ruido blanco.

1.2.3. Test de Zivot y Andrews (1992): Perron (1989) demostró que cuando las series estacionarias en tendencia presentan quiebres, los tests de raíces unitarias tienden a no rechazar la nula de presencia raíz unitaria cuando en realidad ésta no se encuentra presente, en

otras palabras se tienden a cometer errores de tipo II bastante importantes.

Por estas razones, para corregir esto y ser más exactos en nuestras apreciaciones, Zivot y Andrews (ZA), proponen un test similar a los de DFA, pero ahora tratan un eventual quiebre en nivel o tendencia como una variable latente en la especificación mediante la inclusión de dummies que recojan dicho efecto. Para esto ZA consideraron para su test una expresión como la siguiente:

$$y_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 D_t + \mathbf{b}_0 T_t + \mathbf{b}_1 DT_t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^L \mathbf{d}_j \Delta y_{t-j} + \mathbf{e}_t \quad (1.9)$$

donde y_t es la serie a la cual se desea examinar, D es el operador de primera diferencia, T_t es un componente determinístico lineal de tendencia y L es el número de rezagos necesarios para que ε_t sea ruido blanco.

Esta especificación permitirá contrastar la hipótesis nula de que $\rho = 1$ (presencia de raíz unitaria) contra varias alternativas; sin embargo se debe recalcar que en este test existirán 2 variables adicionales que harán a esta especificación distinta a la del test de PP. Específicamente las variables D_t y DT_t , las cuales se encuentran incluidas en el modelo y que se definen como:

$$D_t = \begin{cases} 0 & t < T_0 \\ 1 & t \geq T_0 \end{cases} \quad DT_t = \begin{cases} 0 & t < T_0 \\ t - T_0 & t \geq T_0 \end{cases}$$

Por lo que la ecuación 1.9 será capaz de tomar en cuenta dentro de su estructura quiebres estructurales de nivel (D_t) y tendencia (DT_t) o una combinación de ambos.

Este test es de tipo secuencial, y por lo tanto se fundamenta en una estimación sucesiva de la ecuación 1.9 para todos los T_0 que la muestra permita; y de ahí proceder a utilizar los valores de los test t , y con dichos valores escoger aquel valor que sea menos favorable para la hipótesis nula de raíz unitaria y por ende más favorable a cualquiera de las alternativas, y probar mediante este análisis su estacionariedad.

1.2.4. Test de Bai Y Perron (1998): Pese a que el test de ZA permite definir a una serie como estacionaria con quiebres (ya sea de nivel, tendencia o ambas), este test no reconoce los puntos exactos en los cuales la serie sufre dichos quiebres.

Para determinarlos será necesario aplicar otro tipo de metodología, como la planteada por Bai y Perron (BP), en la cual primero se plantea un modelo de quiebres estructurales múltiples, específicamente un modelo de $m+1$ regímenes y m quiebres, expresado de la siguiente manera:

$$\begin{aligned}
 y_t &= x_t' \mathbf{b} + z_t' \mathbf{d}_1 + u_t & t = 1, \dots, T_1, \\
 y_t &= x_t' \mathbf{b} + z_t' \mathbf{d}_2 + u_t & t = T_1 + 1, \dots, T_2, \\
 &\dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots & \\
 y_t &= x_t' \mathbf{b} + z_t' \mathbf{d}_3 + u_t & t = T_m + 1, \dots, T,
 \end{aligned}
 \tag{1.10}$$

en donde y_t es la variable dependiente observada en el periodo t ; β y δ_j ($j = 1, \dots, m+1$) son los vectores de coeficientes de la serie; y u_t es el vector de perturbaciones en el periodo t .

En este sistema los puntos de quiebre (T_1, \dots, T_m) son tratados como desconocidos y son estimados junto con los coeficientes desconocidos cuando las T observaciones se encuentran disponibles. En la terminología planteada por BP el modelo anteriormente planteado es un modelo de cambio estructural parcial estimado a lo largo de toda la muestra. En donde si $\beta=0$, este se transforma en un modelo de cambio estructural puro donde todos los coeficientes estarían sujetos a cambios.

1.2.5. Test de Bierens (1997): Es importante recalcar que hasta ahora solo se han examinado especificaciones que entre sus distintos contrastes consideraban la presencia de tendencias pero siempre de tipo lineal. Bierens (1997) desarrolla un test de raíz unitaria en el que admite la eventual presencia de no linealidades en el caso de estacionariedad en tendencia. Para ello plantea un modelo de la siguiente forma:

$$y_t = \mathbf{a} + \sum_{i=1}^m \mathbf{d}_i g_i(t) + \mathbf{r}y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \mathbf{f}_j \Delta y_{t-j} + \mathbf{e}_t \quad (1.11)$$

en donde $g_i(t)$ corresponde a la aproximación de grado i de un polinomio ortogonal de Chebishev expresado como $P_{k,n}(t)$ y definido como:

$$P_{0,n}(t) = 1 \quad P_{k,n}(t) = (\sqrt{2}) \cos[kp(t - 0.5)/n] \quad (1.12)$$

en donde $t=1, \dots, n$ y $k=1, \dots, n-1$; siendo n el tamaño total de la muestra.

Estos polinomios permitirán realizar aproximaciones lineales suficientemente suavizadas de cualquier función tendencial no lineal, lo cual a su vez habilitará para la aplicación de los distintos tests propuestos por Bierens, para contrastar la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias en la serie. Dichos tests vienen definidos en la siguiente tabla:

Tabla #1.1: Test de estacionariedad en tendencias no lineales de Bierens

TEST	ESTADÍSTICO
$\hat{A}(m)$	$na / \left(1 - \sum_{j=1}^p \hat{f}_j\right)$
$\hat{F}(m) \text{ (*)}$	$\frac{\sum_{t=1}^n \tilde{\mathbf{e}}_{0,t}^2 - \sum_{t=1}^n \mathbf{e}_{m,t}^2}{s^2} / (m+1)$
$\hat{f}(m) \text{ (*)}$	$\frac{[\mathbf{a}(1/n) \sum_{t=1}^n y_t P_{t,n}^{(i,m)} + \hat{\mathbf{q}}^{(i,m)}]^T [\mathbf{a}(1/n) \sum_{t=1}^n y_t P_{t,n}^{(i,m)} + \hat{\mathbf{q}}^{(i,m)}]^T}{s^2}$

$$(*) s^2 = \frac{1}{n-p-m-1} \sum_{t=1}^n \mathbf{e}_t^2$$

FUENTE: Bierens H. (1997).

en donde:

- El valor p dará a conocer el número de rezagos de la variable y_t , y además será escogido de igual manera de como se lo realiza en los tests DFA, de tal modo que el sistema

planteado por el modelo auxiliar en la ecuación 1.11 sea ruido blanco.

- El valor de m dará a conocer el grado del polinomio que definirá la tendencia en la cual la serie será estacionaria, y será escogido mediante la aplicación a la ecuación 1.11 de algún criterio de selección tales como: el Akaike, Schwarz o Hannan-Quinn.

Estos son algunos de los tests más utilizados en la actualidad para analizar la presencia de raíz unitaria en cualquier serie. Inmediatamente se procederá a explicar lo que se conoce como relaciones de cointegración (o relación de largo plazo) entre series no estacionarias, las cuales permiten examinar la validez de una teoría, relación a la cual también se le deberá aplicar ciertos tipos de tests para comprobar su validez.

1.3. Análisis de cointegración:

La idea básica detrás de la cointegración radica en que si todos los componentes de un proceso vectorial de series temporales poseen una raíz unitaria, o en otras palabras si dichos vectores forman un proceso multivariado de variables $I(1)$, entonces dicho proceso podría dar lugar a una combinación lineal estacionaria. Esta combinación lineal pudiere ser interpretada como la relación de largo plazo entre los componente que conforman dicho proceso, o en términos económicos en una relación de equilibrio estático.

En otras palabras para el caso bivariado en el cual se tiene un sistema formado por dos variables no estacionarias x_t y y_t , [I(1)] la relación de largo plazo o de cointegración del sistema, vendrá dada por la siguiente expresión:

$$y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}x_t + u_t \quad (1.13)$$

De la ecuación 1.13 se obtendrán los valores estimados de \mathbf{a} y \mathbf{b} , de lo cual se puede plantear lo siguiente: $\hat{u}_t = y_t - \hat{\mathbf{a}} - \hat{\mathbf{b}}x_t$.

Luego, dada que toda relación como la 1.13 debe ser reespecificada para conocer su comportamiento a corto plazo, esta vendrá dada por una expresión como la siguiente:

$$\Delta y_t = \mathbf{g}(y_{t-1} - \hat{\mathbf{a}} - \hat{\mathbf{b}}x_{t-1}) + \mathbf{b}\Delta x_t + \mathbf{e}_t \quad (1.14)$$

en donde \hat{u}_t será igual a $y_t - \hat{\mathbf{a}} - \hat{\mathbf{b}}x_t$, y dado que Δy_t y Δx_t son estacionarios, para que la relación a corto plazo 1.14 sea factible, y por ende para que exista cointegración, lo único que se requerirá es que \hat{u}_t sea I(0) (tal como Δy_t y Δx_t) y que se distribuya normalmente con media cero y varianza σ^2 .

Para comprobar esto se deberá testear si los residuos de la relación de MCO planteada por la ecuación 1.13 posee una raíz unitaria, mediante la aplicación del test de PP. Sin embargo dado que los estimadores bajo la hipótesis nula de raíz unitaria no siguen distribuciones estándar, y puesto que \mathbf{a} y \mathbf{b} no son los verdaderos

parámetros que definen el comportamiento del modelo, la mayoría de las veces $\hat{\alpha}$, parecerá ser estacionario cuando realmente no lo es.

En otras palabras, si se utiliza los críticos de PP en cualquier test residual de raíz unitaria, será muy probable que se cometa un error de tipo II; por lo que deberá utilizarse los valores críticos propuestos por Phillips-Ouliaris-Hansen¹ para la realización de un test residual de cointegración del sistema.

Además hay que recalcar que para la aplicación del test residual de cointegración de Phillips-Ouliaris-Hansen, se deberá tomar en cuenta tres casos específicos, y enmarcar la serie en cualquiera de estos casos:

Caso I:

Relación de cointegración estimada:

$$y_{1t} = \gamma_2 y_{2t} + \gamma_3 y_{3t} + \dots + \gamma_n y_{nt} + u_t$$

Proceso real (relación de corto plazo) para $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$:

$$\Delta y_t = \sum_{s=0}^{\infty} \Psi_s e_{t-s}$$

Caso II:

Relación de cointegración estimada:

¹ Phillips y Ouliaris (1990); Hansen (1990)

$$y_{1t} = \alpha + \gamma_2 y_{2t} + \gamma_3 y_{3t} + \dots + \gamma_n y_{nt} + u_t$$

Proceso real (relación de corto plazo) para $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$:

$$\Delta y_t = \sum_{s=0}^{\infty} \Psi_s e_{t-s}$$

Caso III:

Relación de cointegración estimada:

$$y_{1t} = \alpha + \gamma_2 y_{2t} + \gamma_3 y_{3t} + \dots + \gamma_n y_{nt} + u_t$$

Proceso real (relación de corto plazo) para $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$:

$$\Delta y_t = \mathbf{d} + \sum_{s=0}^{\infty} \Psi_s e_{t-s}$$

con al menos un elemento $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \dots, \delta_n$ diferente de cero.

En base a los cuales se contrastará la hipótesis nula de no cointegración entre las variables del sistema, y por lo tanto esto nos permitirá aseverar si la relación planteada es o no una representación de largo plazo del sistema formado por dichas variables.

Hay que enfatizar que este es uno de los varios tests que existen para contrastar la hipótesis nula de no cointegración, sin embargo en

este capítulo sólo se ha a analizado el test de Phillips-Ouliaris-Hansen, dado que éste se aplicará para el análisis empírico planteado en el capítulo 4, mediante el cual se tratará de establecer la relación de largo plazo entre el tipo de interés nominal y la inflación.

CAPITULO #2

MODELOS DE VOLATILIDAD

2.1.- Introducción:

Dentro del campo de la econometría, existe un área de gran relevancia que involucra el estudio de los distintos modelos que definen el comportamiento de la volatilidad de las series temporales; y dentro de esto el análisis, distinción y caracterización de la varianza condicional e incondicional de dichas series en particular.

El desarrollo más importante dentro de esta área fue hecho por Robert Engle, quien publicó un artículo en 1982, demostrando como modelar la varianza condicional de una serie.

La esencia de este método parte del hecho de que a menudo se puede observar que los shocks que se dan sobre el componente aleatorio de los retornos de una acción ocurren generalmente en grupos y por ende el histograma de las innovaciones de una serie generada a partir de una distribución normal presentará colas anchas; lo que a su vez permitirá deducir que dichas innovaciones (al cuadrado) han sido generadas por un proceso autorregresivo, o como Engle lo diría: por medio de un proceso ARCH (Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva); lo cual provocará que la varianza de la serie cambie a lo largo del tiempo en base al comportamiento de los shocks pasados (sobre los cuales su comportamiento se verá condicionado).

De tal manera que se puede afirmar que dichos modelos ARCH establecerán la volatilidad de una serie a través de la modelación de lo que se conoce como varianza condicional; proceso que posee una amplia aplicación e importancia en el área de las finanzas, especialmente en el campo de la administración del riesgo.

2.2.- Modelos ARCH Y GARCH

Los modelos ARCH y GARCH son de gran utilidad para el estudio de una amplia gama de variables financieras y macroeconómicas, entre las que se encuentran: tipos de interés, índices bursátiles, tipos de cambio, etc.

Esto se debe a que estos modelos poseen como característica esencial el permitir especificar o estimar el comportamiento tanto de la media condicional de una variable aleatoria, así como de la varianza condicional de dicha variable; lo cual faculta para la realización de no sólo el análisis de su conducta, sino también del desempeño del riesgo implícito de la misma.

En los siguientes párrafos se examinará detenidamente estos modelos, empezando por el análisis de los modelos ARCH para luego estudiar los modelos GARCH.

2.2.1.- Modelos ARCH: Este tipo de procesos permite modelar el comportamiento de la volatilidad de una serie temporal en particular, y a la vez modelar el comportamiento específico de la variable a través de su media condicional.

La versión más simple de un proceso ARCH vendrá dado por:

$$y_t = u_t \mathbf{s}_t \quad (2.1)$$

$$\mathbf{s}_t^2 = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 y_{t-1}^2 \quad (2.2)$$

para lo cual se define:

$$\text{VAR}(u_t) = 1$$

$$\text{VAR}(y_t | y_{t-1}) = \text{VAR}(u_t \sigma_t) = \text{VAR}(u_t) \sigma_t^2 = \sigma_t^2$$

Esta última expresión representa a la varianza condicional de y_t , en la cual se puede observar que σ_t^2 dependerá únicamente del valor pasado inmediato de y_t , tal como se especifica en la ecuación 2.2.

Además dado que σ_t^2 es la representación de una varianza, ésta deberá ser positiva siempre; para lo cual se deberá imponer las siguientes condiciones a los valores estimados α_0 y α_1 de la ecuación 2.2:

1. Si $\alpha_1 = 0$, entonces $\alpha_0 \geq 0$; de ahí que la varianza condicional será α_0 .
2. Si $\alpha_1 > 0$, entonces la varianza condicional de y_t se incrementara con y_{t-1} .
3. $\alpha_1 < 1$; condición necesaria para la estacionariedad del proceso.

Como se ha podido observar hasta ahora, en los modelos ARCH la heterocedasticidad es autorregresiva (tal como su nombre lo indica), ya que depende de los valores pasados de y_t y además es

condicional a dichos valores; de ahí que un modelo como el propuesto por las ecuaciones 2.1 y 2.2, advierte que un valor alto (positivo o negativo) de y_{t-1} generará una varianza grande en y_t .

Asimismo habrá que puntualizar que este sistema en particular, no poseerá una memoria mayor a la de un solo periodo de rezago, por ser un ARCH (1); no obstante, este análisis podrá extenderse hacia especificaciones más amplias con rezagos mayores, tales como un ARCH (q).

Este análisis también puede ser visto en base del comportamiento de un término que recoja cualquier efecto de perturbación; por lo tanto para analizar lo anteriormente sugerido se arrancará de un ARCH (q), especificado de la siguiente manera:

$$\mathbf{s}_t^2 = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 y_{t-1}^2 + \dots + \mathbf{a}_q y_{t-q}^2 \quad (2.3)$$

en el cual la ecuación de la media condicional se definirá como:

$$y_t = \mathbf{x}_t \beta + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

Es así, que en la ecuación 2.4 se puede observar la participación de un término de perturbación expresado como ε_t ; además se determinará que:

$$E\{y_t | X_t = x_t\} = x_t \beta \quad (2.5)$$

$$\text{VAR}\{y_t | X_t = x_t\} = \sigma_t^2 \quad (2.6)$$

de ahí que:

$$E(\varepsilon_t) = y_t - E\{y_t|X_t=x_t\} = y_t - x_t\beta \quad (2.7)$$

Por lo que la función de heterocedasticidad σ_t^2 estará definida en función de $\varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2$; obteniendo con esto las siguientes especificaciones para un proceso ARCH(q):

$$\varepsilon_t = u_t s_t \quad (2.8)$$

donde u_t es una variable ruido blanco con $\text{VAR}(u_t) = 1$.

De lo cual se obtendrá la siguiente expresión:

$$s_t^2 = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + \dots + a_p e_{t-p}^2 \quad (2.9)$$

Un caso simple de interpretar, dado lo anterior, es el proceso ARCH(1), el cual vendrá definido como:

$$s_t^2 = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 \quad (2.10)$$

en donde un shock considerable en el periodo t-1 representado por ε_{t-1} , concebirá una varianza condicional grande para el periodo t; pero esto no es todo, ya que el grado del impacto del shock sobre la varianza condicional dependerá de la estructura de la función de la media condicional dada por la ecuación 2.5. Así por ejemplo, si y_t viene dado por una estructura AR(1); o sea $y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$; entonces un shock grande en el periodo t-1 ocasionará una varianza

condicional grande en t ; sin embargo su impacto no se extinguirá inmediatamente; ya que a medida que y_{t+1} dependa de y_t ; el shock ejercerá un efecto sobre y_{t+1} cuya magnitud estará en función de ϕ_1 .

Por lo tanto, como una simple extensión de esta afirmación se puede corroborar que y_{t+s} ($s > 0$) será afectada por el shock ocurrido en $t-1$ y su efecto se extinguirá a medida que s tiende al infinito, a una tasa ϕ_1 conocida también como el factor de reversión a la media de la serie, la cual indicará el poder de convergencia de dicha serie hacia su media, dada una perturbación que la desvíe de su equilibrio inicial.

Ahora en lo que respecta a la varianza incondicional o varianza de largo plazo de la serie, esta vendrá denotada por ${}_u\sigma_t^2$ y estará definida como:

$$E\{{}_u\sigma_t^2\} = E\{\text{VAR}\{\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-q}\}\} \quad (2.11)$$

De lo anterior se ha podido notar que el subíndice t indica que la expresión 2.11 varía en función del tiempo; sin embargo lo que se requiere es un valor de ${}_u\sigma_t^2$ cuando la misma es constante y finita. En otras palabras únicamente importará el valor de ${}_u\sigma^2$, cuando el proceso generado de σ_t^2 es estacionario en covarianza, para lo cual se tiene que:

$$\begin{aligned} E\{\sigma_t^2\} &= E\{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2\} \\ E\{\sigma_t^2\} &= \alpha_0 + \alpha_1 E\{\varepsilon_{t-1}^2\} + \dots + \alpha_q E\{\varepsilon_{t-q}^2\} \\ E\{\sigma_t^2\} &= \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \sigma_{t-q}^2 \end{aligned}$$

Además partiendo del supuesto anteriormente enunciado, (en el cual se manifiesta que el sistema es estacionario), se obtendrá que todas las varianzas condicionales sean constantes e iguales a la varianza de largo plazo ${}_u\sigma^2$; de ahí que:

$${}_u\sigma^2 = \alpha_0 + \alpha_1{}_u\sigma^2 + \dots + \alpha_q{}_u\sigma^2$$

$${}_u\sigma^2 = \frac{\mathbf{a}_0}{(1 - \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i)} \quad (2.12)$$

Expresión de la cual se puede inferir las condiciones de estacionariedad del sistema, las cuales permitirán que σ_t^2 sea positiva; cualesquiera que sean los valores de ε_{t-1}^2 y además lograrán que ${}_u\sigma^2$ sea finita y no negativa:

1. $\alpha_0 \geq 0$
2. $\alpha_1 \geq 0$; y
3. $0 \leq \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i \leq 1$

En conclusión se tendrá que en un modelo ARCH:

- La varianza condicional cambiará a lo largo del tiempo y en ciertas ocasiones substancialmente.
- Grandes efectos o perturbaciones en la serie que lo desvíen de la media en el periodo $t-1$ provocarán grandes cambios en la volatilidad de la serie; y

- La varianza a largo plazo será constante cuando el sistema sea estacionario en covarianza.

2.2.2.- Modelos GARCH: Otra posibilidad análoga en el cual se establece un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos para la heterocedasticidad; es aquel en el cual se incluyen rezagos de σ_t^2 ; el cual es implícitamente un conjunto infinito de rezagos de y_t^2 (ecuación 2.3) o de ε_t^2 (ecuación 2.9), como se demostrará más adelante.

Además pudiera decirse que un modelo GARCH es una especificación más general, en tanto que los modelos ARCH son un caso específico de los anteriores, en los cuales los rezagos de la varianza no tendrán incidencia en la predicción de la varianza condicional del período t+1.

En lo que respecta a este tipo de procesos (GARCH), para analizarlos más profundamente habrá que considerar una estructura simple; para la cual se utilizará como punto de referencia las expresiones 2.4, 2.8 y 2.9; lo que permitirá obtener la siguiente representación:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (2.13)$$

La cual constituye una expresión más simple de lo que se conoce como un proceso GARCH (p,q): en donde p indica el número de rezagos de σ_t^2 y q el número de rezagos de ε_{t-1}^2 ; que para la ecuación 2.13 serán p = 1 y q = 1.

Ahora, dado que σ_t^2 es la representación de la varianza condicional del proceso, ésta deberá ser positiva; y además para lograr la estacionariedad de la serie y que la varianza incondicional sea finita, se exigirá que se cumplan las siguientes condiciones:

1. $\alpha_i \geq 0$
2. $\beta_i \geq 0$; y
3. $0 \leq \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i + \sum_{j=1}^p \mathbf{b}_j < 1$

Entonces la ecuación 2.13 será estacionaria en covarianza; y además su varianza incondicional o varianza de largo plazo será no negativa y finita cuando:

$${}^u \mathbf{s}^2 = \frac{\mathbf{a}_0}{1 - (\mathbf{a}_1 + \mathbf{b}_1)} \quad (2.14)$$

Expresión que generalizándola para un GARCH (p,q) quedará:

$${}^u \mathbf{s}^2 = \frac{\mathbf{a}_0}{1 - \left(\sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i + \sum_{j=1}^p \mathbf{b}_j \right)} \quad (2.15)$$

Otros resultados interesantes en el desarrollo de los modelos GARCH son:

1. Dado $0 \leq \beta_1 < 1$, entonces la varianza condicional podrá ser expresada como un promedio ponderado de los rezagos al infinito de los residuos al cuadrado, o sea como un ARCH(∞):

$$(1-\beta_1 L)\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

$$s_t^2 = \frac{a_0}{1-b_1} + \frac{a_1}{1-b_1 L} e_{t-1}^2$$

y se sabe que:

$$\frac{a_1}{1-b_1 L} = a_1(1 + b_1 L + b_1^2 L^2 + b_1^3 L^3 + \dots)$$

de ahí que:

$$s_t^2 = \frac{a_0}{1-b_1} + a_1 \sum_{j=1}^{\infty} b_1^{j-1} e_{t-j}^2 \quad (2.16)$$

2. Además un GARCH (p,q) puede ser interpretado como un proceso ARMA, identificando a la parte AR como los p rezagos de σ_t^2 y la parte MA como los q rezagos de ε_{t-1}^2 . Para demostrar esta afirmación se utilizará la expresión más simple de este tipo de modelos, un GARCH (1,1), y es así que:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \\ \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2 &= \varepsilon_t^2 - (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2) \\ \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2 &= \varepsilon_t^2 - \alpha_0 - (\alpha_1 + \beta_1) \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 (\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \\ \varepsilon_t^2 &= \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1) \varepsilon_{t-1}^2 + (\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2) + \beta_1 (\varepsilon_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) \end{aligned} \quad (2.17)$$

Esta última es una representación ARMA en donde el componente AR es el rezago de ε_{t-1}^2 y el componente MA está dado por los términos $(\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2)$ y sus rezagos.

Algo importante que se debe destacar es que el valor que determinará la persistencia de las perturbaciones de la volatilidad a lo largo del tiempo será igual al valor obtenido por la suma de los coeficientes $\alpha_1 + \beta_1$.

Asimismo es importante dar a conocer que dicho coeficiente de persistencia permitirá la predicción de la volatilidad futura de una serie específica; de ahí que será mucho más difícil cuando dicho valor sea cercano a uno ya que cualquier efecto o distorsión sobre la varianza producirá una fuerte alteración en la serie; y por lo tanto su efecto se mantendrá por un periodo indefinido. Por el contrario, si el valor del índice de persistencia es menor que la unidad cualquier shock sobre la varianza desaparecerá en muy poco tiempo.

También se puede apreciar, que en un modelo GARCH, su coeficiente de persistencia no diferenciará entre los distintos tipos de shock que afectan a la serie, especialmente en lo que respecta al efecto que dicho shock produce sobre la volatilidad de la serie; en otras palabras para este modelo le da igual que el shock (ε_t) sobre la varianza sea positivo o negativo, ya que dada la estructura del sistema las perturbaciones serán de tipo cuadráticas.

Sin embargo en la vida real un impacto de este tipo (que en adelante se llamará simétrico) no siempre se da, ya que tomando como ejemplo el mercado bursátil los shocks negativos (reducción de los precios) generarán un mayor efecto sobre la volatilidad de las acciones que los shocks positivos (aumento de los precios); en tanto que en lo que respecta a los tipos de interés la historia es totalmente

contraria, ya que los impactos positivos (aumento de los tipos de interés) tendrán un mayor efecto sobre la volatilidad que los impactos negativos (disminución de los tipos de interés); de ahí la importancia de los modelos asimétricos de volatilidad en el campo de las finanzas.

2.3.- Asimetría en los modelos de volatilidad

En la literatura de los modelos ARCH es importante especificar todo sobre el cálculo y análisis de los efectos asimétricos presentes sobre la varianza de ciertos tipos de series. Esto tendrá una mayor importancia para la econometría financiera, ya que en esta área en particular será de gran relevancia determinar el impacto de los efectos asimétricos sobre el comportamiento y predicción de la volatilidad de las series financieras.

Un aspecto importante de esto es lo que se conoce como el efecto palanca (leverage effect) de la volatilidad de una serie, mediante el cual se distingue entre shocks positivos o negativos y gracias a esto se supondrá que el efecto generado por dichas perturbaciones será diferente para cada una de ellas.

Para esto se ha planteado varios modelos que recogen dichos efectos asimétricos, los cuales serán explicados detenidamente en el siguiente apartado, tanto en lo que se refiere a su importancia como a las principales implicaciones de los mismos.

2.3.1.- Modelos asimétricos: Existen varios modelos asimétricos de volatilidad de las series de tiempo, no obstante este apartado se

referirá a dos de ellos que representan los casos de mayor aplicación; además en lo que se refiere específicamente al E-GARCH, el mismo será aplicado en el capítulo #5.

2.3.1.1. TARCH: o GJR (Glosten, Jaganathan y Runkle), es un modelo que incluye como variable adicional a la variable d_t que toma el valor de 1 siempre y cuando ε_t tome valores negativos y 0 en cualquier otro caso. Es decir cuando se presenten shocks negativos o malas noticias en el mercado que hagan caer los precios de las acciones, la variable d_t tomará el valor de 1, y en cualquier otro caso esta variable será anulada, es decir tomara un valor de cero.

La representación de este modelo será:

$$h_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \mathbf{e}_{t-1}^2 + \mathbf{g} \mathbf{e}_{t-1}^2 d_{t-1} + \mathbf{b}_1 h_{t-1} \quad (2.18)$$

donde h_t es igual a σ_t^2 y d_{t-1} es una variable que toma el valor de 1 si el error es negativo y 0 caso contrario.

$$d_{t-1} = \begin{cases} 1 & \mathbf{e}_{t-1} < 0 \\ 0 & \mathbf{e}_{t-1} \geq 0 \end{cases}$$

de ahí que cuando $\varepsilon_{t-1} < 0$ se tiene que:

$$h_t = \mathbf{a}_0 + (\mathbf{a}_1 + \mathbf{g}) \mathbf{e}_{t-1}^2 + \mathbf{b}_1 h_{t-1} \quad (2.19)$$

y cuando $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ se tendrá:

$$h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} \quad (2.20)$$

De este modo, la varianza será mayor y por ende el riesgo, si en el ejemplo de un activo financiero su rentabilidad se sitúa por debajo de la media.

Además, cabe anotar que la condición de no negatividad de dicho modelo será satisfecha cuando $\beta \geq 0$ ~~$\alpha \geq 0$~~

2.3.1.2.- E-GARCH: Modelo planteado por Nelson en 1991, el cual es conocido como E-GARCH o GARCH exponencial. Este permite diferenciar el efecto producido por un shock negativo de aquel que es ocasionado por un shock positivo.

La especificación del E-GARCH permitirá modelar las respuestas asimétricas de los mercados financieros a las malas noticias así como a las buenas, pese a que estas sean equivalentes en lo que se refiere a su magnitud en valor absoluto.

La estructura del E-GARCH es un poco más compleja que las anteriores, sin embargo sus componentes son similares a los otros modelos. Es así que el modelo EGARCH (p,q) vendrá dado por:

$$\ln h_t = f + b \ln h_{t-1} + a \left(\left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| - \sqrt{\frac{2}{p}} \right) + g \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (2.21)$$

donde: $h_t = \sigma_t^2$ y $z_t = \frac{e_t}{s_t}$ es una variable normal estandarizada con

media igual a:

$$\mathbf{m} = E \left\{ \left| \frac{\mathbf{e}_t}{\mathbf{s}_t} \right| \right\} = \left[\frac{2}{\mathbf{p}} \right]^{0.5} \quad (2.22)$$

Por tanto el tercer término de la ecuación 2.21 será igual a la resta entre el valor absoluto de las innovaciones estandarizadas (distribuidas normalmente) menos su media.

Además se puede observar que esta función se la ha especificado como el logaritmo natural de h_t , lo cual asegurará que su valor siempre será positivo, aún cuando el lado derecho de la ecuación sea negativa.

Otra particularidad de este modelo, es que la influencia de los residuos sobre la varianza condicional será de tipo exponencial y no cuadrática; además al dividir las innovaciones ε_t por la desviación estándar condicional $\sqrt{h_t}$ se obtendrá lo que se conoce como shocks de tipo estandarizados; y es así que el efecto de dichos términos dependerá específicamente de su tamaño relativo.

En este modelo vuelve a captarse un comportamiento asimétrico y es que si:

- $\varepsilon_{t-1} = b > 0$, la varianza condicional será igual a:

$$\ln h_t = \mathbf{w} + \mathbf{b} \ln h_{t-1} + (\mathbf{g} + \mathbf{a}) \frac{b}{\sqrt{h_{t-1}}} - \mathbf{a} \sqrt{\frac{2}{\mathbf{p}}} \quad (2.23)$$

- $\varepsilon_{t-1} = b \leq 0$, la varianza condicional será igual a:

$$\ln h_t = w + b \ln h_{t-1} + (g - a) \frac{b}{\sqrt{h_{t-1}}} - a \sqrt{\frac{2}{p}} \quad (2.24)$$

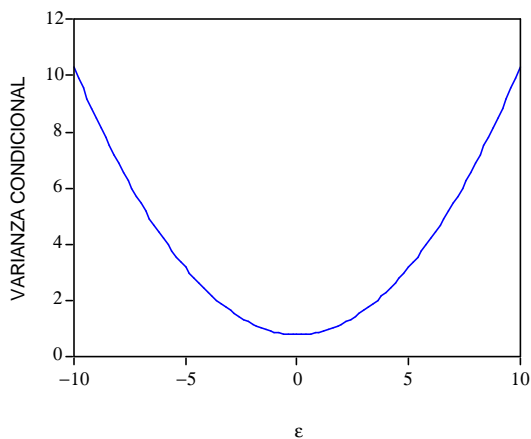
donde, γ es el parámetro que recoge el efecto asimétrico sobre la varianza condicional; de ahí que:

- Si $\gamma \neq 0$, entonces un shock positivo tendrá el mismo efecto sobre la volatilidad que un shock negativo de la misma magnitud.
- Si $-1 < \gamma < 0$ entonces un shock positivo incrementará la volatilidad en menor magnitud que un shock negativo.
- Si $\gamma < -1$ un shock positivo reducirá la volatilidad mientras que un shock negativo la aumentará.
- Si $0 < \gamma < 1$ entonces un shock negativo incrementará la volatilidad en menor magnitud que un shock positivo; y
- Si $\gamma > 1$ un shock negativo reducirá la volatilidad mientras que un shock positivo la aumentará.

2.3.2.- Curva de impacto de noticias: Fue introducida en el estudio de los modelos de volatilidad por Robert Engle en el año 1993. Esta curva posee la particularidad de permitir graficar los efectos de un shock negativo (mala noticia) o positivo (buena noticia) sobre la varianza condicional.

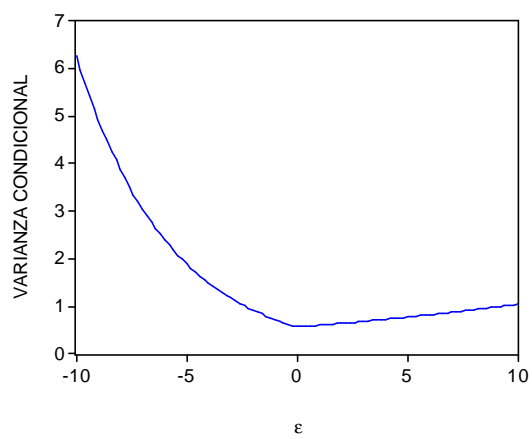
Esta curva es aplicable para todos los tipos de modelos GARCH (ya sean simétricos o asimétricos); sin embargo la forma de la misma diferirá para cada uno de estos modelos. Para exponer gráficamente lo antes enunciado, a continuación se presenta dos curvas de impacto de noticias características, de un GARCH y un E-GARCH:

Gráfico #2.1: CIN de un GARCH



ELABORACION: Autores

Gráfico #2.2: CIN de un E-GARCH



ELABORACION: Autores

En los gráficos anteriores se puede observar claramente que la CIN de un modelo EGARCH no es simétrica, al contrario de la CIN de un GARCH. Además, un modelo EGARCH tiende a presentar un efecto de atenuación en uno de los lados. Por ejemplo en el gráfico #2.2 se puede percatar que la atenuación se dará en el lado positivo de la serie, debido a la presencia de un coeficiente γ negativo; de ahí que las buenas noticias tendrán un efecto mucho menor sobre la varianza condicional comparado con el producido por las malas noticias.

Por otro lado, en el caso de un TARARCH, el efecto asimétrico será recogido por un coeficiente que distinguirá entre los signos de los

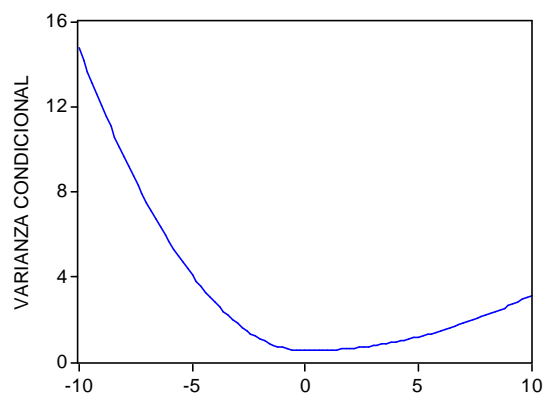
shocks separándolos uno de otros, lo cual generará distintas pendientes tanto para las reacciones del lado positivo como para el negativo.

De ahí que partiendo de un modelo como el siguiente:

$$h_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \mathbf{g} \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \mathbf{b}_1 h_{t-1}$$

se tendrá que la CIN para dicho modelo (TARCH) estará centrada en ε_{t-1} , pero poseerá pendientes asimétricas que serán, para el lado positivo: $2\alpha_1 \varepsilon_{t-1}$; y para el negativo: $2(\alpha_1 + \gamma) \varepsilon_{t-1}$; así cuando $\gamma > 0$ la pendiente en el lado negativo presentará una mayor reacción a los efectos que generen las malas noticias comparado con el de las buenas noticias, de lo que se obtiene una curva similar a la mostrada a continuación:

Gráfico #2.3: CIN de un TARCH



ELABORACION: Autores

CAPITULO #3

PRINCIPIOS FUNDAMENTALES DEL CALCULO ESTOCASTICO

3.1.- Introducción

Para la modelación de la curva de madurez de la tasa de interés en el capítulo #5, será necesaria la implementación de procesos estocásticos para su consecución. Por estas razones, será preciso explicar los principios fundamentales de dichas herramientas de cálculo, para sustentar su implementación, especialmente en lo que se refiere al modelo Vasicek.

3.2.- Principios elementales

Los principios en los que se sustentan los procesos estocásticos son variados, pero para este estudio en particular sólo serán útiles los tres que se explicarán a continuación:

3.2.1.- Proceso estocástico: Se dice que una variable sigue un proceso estocástico cuando su valor cambia de manera aleatoria a lo largo del tiempo. Estos procesos estocásticos se clasifican en:

- Discretos: Cuando el valor de una variable cambia de manera aleatoria en un momento específico del tiempo.
- Continuos: Cuando el valor de la variable cambia de manera aleatoria en cualquier instante del tiempo.

En este caso sólo se tomará en cuenta los procesos estocásticos continuos; sin embargo para la exposición de ciertos conceptos y para la estimación de los parámetros que determinan el comportamiento de los modelos planteados se deberán discretizar.

3.2.2.- Propiedad de Markov: Proceso estocástico mediante el cual el valor esperado de una variable aleatoria x_i , condicional a sus valores pasados dependerá solo de su valor previo, o sea de x_{i-1} . En otras palabras sólo el valor presente de la variable será relevante para predecir su comportamiento futuro.

Se puede generalizar este concepto diciendo que: la única información útil para estimar el valor de x_i será el valor de x_j cuando $j=i-1$, en un sistema en donde se posee un conjunto de información para x_j establecida dentro de un rango específico de valores definido dentro del intervalo: $1 \leq j \leq i$.

3.2.3.- Proceso de Wiener: Se dice que una variable sigue un proceso de Wiener cuando dicha variable se distribuye normalmente con media cero y varianza 1, y además sigue un proceso estocástico de Markov.

De manera específica se puede argumentar que una variable W sigue un proceso de Wiener si cumple las siguientes propiedades:

1. La variación de la variable W , definida como ΔW , durante un periodo de tiempo Δt , será igual a:

$$\Delta W = z \sqrt{\Delta t} \quad (3.1)$$

2. Los valores de ΔW para 2 intervalos de tiempo cortos (Δt) diferentes, serán independientes entre sí (esta propiedad implica que W sigue un proceso de Markov).

En base a la primera propiedad se podrá definir en tiempo discreto que:

$$E(\Delta W) = 0 \quad (3.2)$$

$$\text{VAR}(\Delta W) = \Delta t \quad (3.3)$$

$$\text{Desv. Estd.} (\Delta W) = \sqrt{\Delta t} \quad (3.4)$$

Y expresando lo anterior en tiempo continuo se obtiene que:

$$dW_t = z_t \sqrt{dt} \quad (3.5)$$

$$E(dW_t) = E(z_t \sqrt{dt}) = dt E(z_t) = 0 \quad (3.6)$$

$$\text{VAR}(dW_t) = \text{VAR}(z_t \sqrt{dt}) = dt \text{VAR}(z_t) = dt \quad (3.7)$$

$$\text{Desv. Estd.} (dW_t) = \sqrt{dt} \quad (3.8)$$

También se puede definir que:

$$E(W_t) = E\left(\int_0^t dW_j\right) = \int_0^t E(dW_j) = 0 \quad (3.9)$$

$$\text{VAR}(W_t) = \text{VAR}\left(\int_0^t dW_j\right) = \int_0^t \text{VAR}(dW_j) = \int_0^t dj = t \quad (3.10)$$

en donde W_t es una variable que sigue un proceso estocástico de Wiener, conocido también como movimiento browniano.

Volviendo al proceso de Wiener se tiene que dW_t ha sido desarrollada de tal manera que posee una media igual a cero y una varianza igual a 1, como anteriormente fue definido. Esto implica que el valor esperado de la variable será igual a su valor actual en cualquier periodo futuro [$E(dW_t) = 0$]; y además que la varianza del valor de dW_t en un intervalo de tiempo será igual a T [$VAR(dW_t) = dt$].

Una representación muy común de un proceso de Wiener para una variable x viene dada por la siguiente expresión:

$$dx = a dt + b dW \quad (3.11)$$

donde a y b son constantes.

Dada la ecuación 3.11, y descomponiendo la estructura del lado derecho de dicha expresión en dos partes, se observa las siguientes peculiaridades:

- a. El término $a dt$ implica que x posee una tasa de desviación de a por unidades de tiempo; de ahí que si se suprime el término $b dW$ a la ecuación 3.11 quedará de la siguiente manera:

$$dx = a dt$$

$$\frac{dx}{dt} = a$$

y por lo tanto:

$$x = x_0 + at$$

donde x_0 es el valor de x en $t=0$; de ahí que en un periodo de tiempo T , x se incrementará en un monto aT .

- b. El término $b dW$ es la parte aleatoria del sistema e indica el ruido o variabilidad de tipo aleatoria de la variable a lo largo de la trayectoria temporal de x ; cuyo monto será b veces un proceso de Wiener $(dW)^2$.

Escribiendo la ecuación 3.11 en forma discreta para analizar más profundamente lo anteriormente indicado; quedará que para un intervalo pequeño de tiempo Δt , el cambio en el valor de x (Δx) será igual a:

$$\Delta x = a \Delta t + b z \sqrt{\Delta t} \quad (3.12)$$

en donde Δx estará distribuida normalmente con:

$$E(\Delta x) = a \Delta t \quad (3.13)$$

$$\text{VAR}(\Delta x) = b^2 \Delta t \quad (3.14)$$

$$\text{Desv. Estd.} (\Delta x) = b \sqrt{\Delta t} \quad (3.15)$$

Similar argumento se aplicaría para un proceso de Wiener claramente expresado en la ecuación 3.11, en donde la variación dentro de un intervalo de tiempo T , de una variable continua x normalmente distribuida, presentará las siguientes características:

$$E(dx) = aT \quad (3.16)$$

$$\text{VAR}(dx) = b^2 T \quad (3.17)$$

² Un proceso de Wiener tiene una desviación estándar de 1; de ahí que si se dice que la variable sigue b veces un proceso de Wiener entonces la desviación estándar de dicho proceso será igual a b .

$$\text{Desv. Est.} = b\sqrt{T} \quad (3.18)$$

Sabiendo que en el primer caso (3.11), así como en el segundo (3.12) el proceso de Wiener estará denotado por dW y $z\sqrt{\Delta t}$, respectivamente.

3.3.- Modelos de un factor para la tasa de interés:

La característica esencial de los modelos de tipo de interés de un solo factor, es que estos parten del supuesto de que el tipo de interés spot es homogéneo con respecto al tiempo, para lo cual se asume que la dinámica de dicha variable se encontrará establecido en base a la magnitud de un grupo de coeficientes constantes; y además se presumirá que el comportamiento de estos modelos dependerá exclusivamente de t .

Del mismo modo se presumirá, que el proceso que define el comportamiento de dicha variable, y por ende al modelo de estructura temporal, poseerá una sola fuente de incertidumbre.

Usualmente el tipo de interés puede ser descrito dentro de un ambiente neutral al riesgo y bajo un proceso estocástico de la siguiente forma:

$$dr = m(r)dt + s(r)dz \quad (3.19)$$

en donde m representa la tasa de desviación instantánea del sistema, s es la desviación estándar instantánea, para lo cual se

asume que ambos factores son funciones del tipo de interés spot (r), pero independientes del tiempo.

Hay que señalar adicionalmente, que circunscribirse a utilizar tan sólo un factor en un modelo de estructura temporal, no es tan restrictivo como pudiera parecer.

En los modelos de un factor todas las tasas se mueven en la misma dirección durante un intervalo corto de tiempo; sin embargo no todas ellas se mueven en la misma magnitud, por esta razón la curva de estructura temporal no siempre tendrá la misma forma; en otras palabras dicha curva presentará distintos patrones a lo largo del tiempo, lo cual dependerá esencialmente de los factores y los fenómenos que lo originaron.

Dentro de los modelos de un factor, los 2 más importantes y populares, en lo que a su aplicación se refiere, son los modelos de: Vasicek (1977) y el de Cox, Ingersoll y Ross (CIR, 1985). En este trabajo se aplicará únicamente el primero, y en esta sección específicamente se explicará: los determinantes esenciales de dicho modelo y la importancia con respecto a las propiedades del comportamiento intertemporal del tipo de interés.

3.3.1 Modelo de Vasicek: El modelo de Vasicek fue uno de los primeros modelos de estructura temporal de tipos interés desarrollado; su planteamiento data del año 1977. Este modelo asume que la tasa de interés spot sigue un proceso estocástico conocido, con coeficientes constantes y expresados de la siguiente forma:

$$dr(t) = \alpha [\beta - r(t)] dt + \sigma dW(t) \quad (3.20)$$

en donde, $dW(t)$ es un proceso Wiener estándar, $r(t)$ es el tipo de interés spot actual, β es el tipo de interés a largo plazo o media incondicional y α es el coeficiente de reversión a la media el cual deberá ser mayor a cero. Este tipo de proceso estocástico es conocido específicamente con el nombre de proceso de Ornstein-Uhlenbeck.

Hay que anotar que en el modelo de Vasicek, el tipo de interés esta normalmente distribuido; con una esperanza y varianza igual a:

$$E[R(t) | r(0)] = r(0)e^{-a(T-t)} + b(1 - e^{-a(T-t)}) \quad (3.21)$$

$$VAR[R(t) | r(0)] = \frac{\sigma^2 (1 - e^{-2a(T-t)})}{2a} \quad (3.22)$$

Expresiones de las cuales se puede notar una infortunada consecuencia en lo que respecta al planteamiento inicial del modelo, y es que dicha distribución permite la presencia de tipos de interés negativos.

Sin embargo, este problema no tendrá mucha preponderancia en el momento de esbozar la curva intertemporal de madurez, ya que sus valores estarán delimitados por el coeficiente β y el último tipo spot registrado, y ambos se encuentran dentro de un rango positivo para su consistencia.

Así también, si es que se lleva al límite ($T \rightarrow \infty$) al tipo de interés esperado y a la varianza, se observará que sí y solo sí α es mayor a cero, el valor esperado de la distribución convergerá hacia β y la varianza hacia $\sigma^2/2\alpha$.

En párrafos anteriores se indicó que el modelo de Vasicek, presentaba reversión hacia la media, o lo que es lo mismo hacia un nivel constante determinado por el tipo de interés a largo plazo; lo cual significa que si el tipo de interés actual se encontrare por encima de la media a largo plazo ($r > \beta$) entonces el coeficiente α haría que la tasa de desviación dada por $\alpha(\beta - r)$ sea negativa y por ende el tipo de interés converja hacia el nivel de largo plazo disminuyendo su valor progresivamente.

De la misma forma, si el tipo de interés r es menor a la media del proceso ($r < \beta$) entonces el coeficiente α hará que la tasa de desviación se mantenga en un valor positivo y por lo tanto el tipo de interés converja hacia su nivel de largo plazo aumentando su valor progresivamente; por esto se puede afirmar que el valor de α determinará la velocidad de ajuste del tipo de interés hacia su nivel de largo plazo o valor esperado definido por β .

Esta particularidad de este modelo es de gran importancia, ya que evita que el efecto de cualquier perturbación sobre el tipo de interés sea permanente y por ende impide que se mantenga cualquier tipo de desviación con respecto a su media o nivel de largo plazo.

La modelación de la estructura temporal mediante este proceso también permitirá valorar cualquier instrumento financiero

subyacente a r ³, mediante el cálculo de los precios de dichos instrumentos financieros por medio de las siguientes expresiones:

$$P(t,T) = A(t,T)e^{-B(T,t)r(t)} \quad (3.23)$$

en donde:

$$B(t,T) = \frac{1 - e^{-a(T-t)}}{b} \quad (3.24)$$

$$A(t,T) = \exp \left[\frac{B(t,T) - (T-t)(a^2 b - s^2/2)}{a^2} - \frac{s^2 B(t,T)^2}{4a} \right] \quad (3.25)$$

Un caso especial del modelo de Vasicek se da cuando $\alpha = 0$; de lo que se obtiene:

$$B(t,T) = T - t \quad (3.26)$$

$$A(t,T) = \exp[\sigma(T-t)^3/6] \quad (3.27)$$

Se debe analizar también que la dinámica de Vasicek presenta ciertas peculiaridades dignas de mención, entre las que se destaca principalmente su simplicidad de aplicación⁴, lo cual lo hace atractivo para su uso.

³ Para este estudio se empleará un bono ficticio ya que en el mercado ecuatoriano no existe ningún instrumento que cumpla con las características requeridas para el análisis antes propuesto.

⁴ La ecuación es lineal y puede ser resuelta de manera explícita; asimismo la distribución de las perturbaciones que afectan al tipo de interés spot se supone normalmente distribuida, por lo que la estimación de los parámetros del modelo de Vasicek no presentara serias complicaciones, ya que es un simple proceso autorregresivo de orden 1 - AR(1).

Sin embargo, este mismo modelo presenta ciertas desventajas tales como:

- La estructura temporal calculada no acepta modificaciones que permitan ajustarla fácilmente para requerimientos específicos en lo que se refiere a estrategias de cobertura o arbitraje.
- No puede capturar estructuras de variación más complejas que puedan ocurrir a lo largo el periodo analizado dado que es un modelo de un solo factor.
- Dado el planteamiento del modelo, todos los ratios poseen la misma volatilidad, la cual al ser descontada tomará un sendero progresivo de decrecimiento a medida que aumente el período de vencimiento; de ahí la necesidad de emplear herramientas accesorias y disímiles⁵ con el fin de poder estimar la volatilidad instantánea del tipo de interés a lo largo del tiempo y por ende describir su comportamiento real.

No obstante, a pesar de las desventajas antes mencionadas, este modelo cubre las necesidades requeridas por este estudio, puesto que en el mismo no se desea realizar ningún tipo de predicción, sino simplemente un análisis de la variable a lo largo del período propuesto y las circunstancias que determinaron su comportamiento.

Por lo tanto se puede decir que dado que el interés principal de este estudio radica en la examinación de manera aproximada del

⁵ Herramientas tales como la aplicación de modelos econométricos de cierta complejidad, denominados de heterocedasticidad autorregresiva.

comportamiento de la tasa de interés spot en ese tiempo, entonces un modelo como el de Vasicek es más que adecuado.

Finalmente como ya se pudo apreciar todos estos principios básicos planteados escuetamente en este capítulo, serán aplicados en el capítulo #5, en el cual se realizará la modelación de la estructura intertemporal del tipo interés spot ecuatoriano, de ahí la importancia del presente capítulo para una mejor comprensión de los capítulos subsiguientes.

CAPITULO #4

EVIDENCIA EMPIRICA DE LA HIPOTESIS DE FISHER Y DEL EFECTO MUNDELL -TOBIN PARA EL PERIODO DE LOS 20 AÑOS ANTERIORES A LA DOLARIZACION DE LA ECONOMIA

4.1. Introducción:

Este capítulo tiene como objetivo primordial, analizar y comprobar la hipótesis de Fisher y el efecto Mundell-Tobin en la economía ecuatoriana, para el período de los 20 años anteriores a la dolarización.

$$i_t = \mathbf{b}_1(\tilde{\mathbf{p}}_t + \mathbf{h}_t) + u_t = \mathbf{b}_1\mathbf{p}_t^e + u_t \quad (4.1)$$

La ecuación 4.1 representa al modelo que se empleará para el análisis y estudio de los efectos de la inflación esperada sobre las tasas de interés nominales y reales. En donde i_t es el tipo de interés nominal del periodo t ; π_t es la inflación del periodo t y η_t las expectativas inflacionarias (riesgo inflacionario) en el mismo periodo t .

Dicha ecuación establece también, que la suma entre la inflación del periodo t y el riesgo inflacionario será igual a la inflación esperada (π_t^e) del periodo; variable que permitirá explicar el comportamiento de la tasa de interés nominal en el largo plazo.

Además, hay que recalcar, que en el modelo que se propone, se incluye tanto la hipótesis de Fisher como el efecto Mundell y Tobin, los cuales se explicarán a continuación:

- Hipótesis de Fisher (1907): sostiene que la inflación esperada (π_t^e) explica completamente el comportamiento de la tasa de interés nominal (i_t); es decir, que si la inflación esperada aumenta (disminuye) en 1%, esto generará un aumento (disminución) de la tasa de interés nominal en igual proporción (1%). De esta manera, la tasa de interés real, se mantendrá constante; y por lo tanto el parámetro β_2 de la relación planteada será igual a 1.
- Efecto Mundell (1963) y Tobin (1965): sostiene que cuando aumenta (disminuye) la inflación esperada en 1%, la tasa de interés nominal aumentará (disminuirá) pero en menor proporción al 1% (el valor de β_2 será menor a 1), debido a que este aumento (disminución) de la inflación esperada generará a su vez una disminución (aumento) en la tasa de interés real debido a un efecto riqueza real en la economía. En este caso la tasa de interés real decrece (crece) aproximadamente en $1-\beta_2\%$; por ende el tipo de interés nominal aumentará en menor proporción que la inflación esperada.

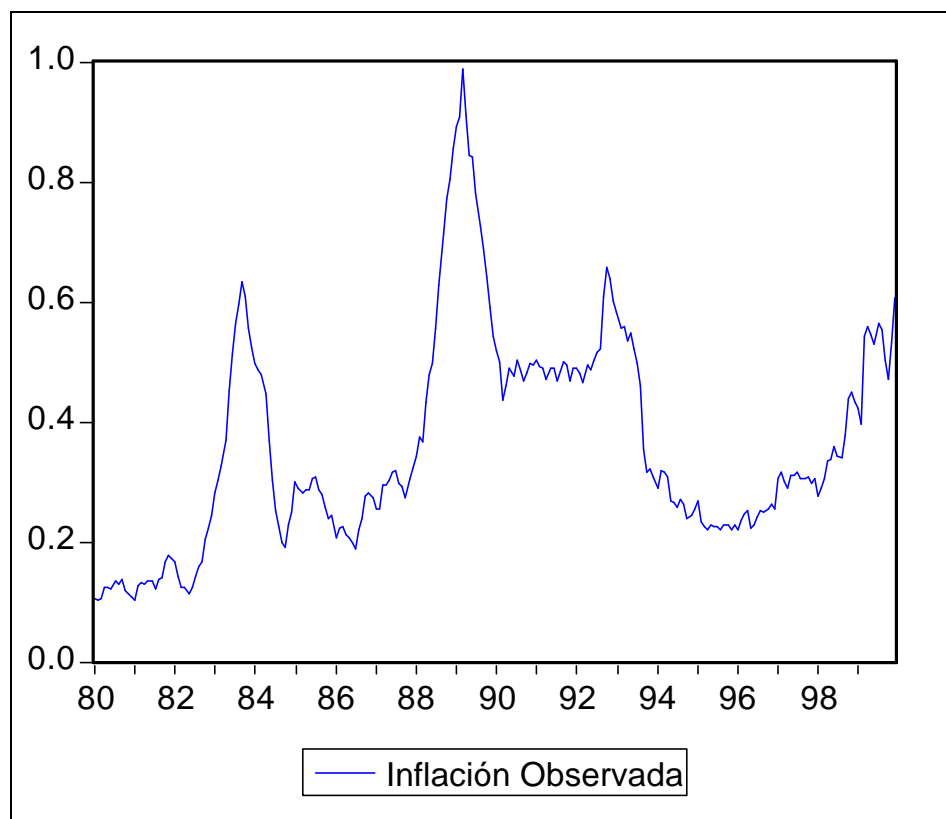
Es así que, descrito los principales fundamentos en los cuales se sustenta el modelo planteado para demostrar la relación entre las tasas de interés y la inflación, se procederá a definir los pasos aplicados para su correcta estimación:

1. Estimación del riesgo inflacionario η_t , por medio del empleo de un modelo ARCH(q) a la inflación.
2. Estimación y verificación de la relación a largo plazo existente entre el tipo de interés nominal y la inflación esperada, expresada por la ecuación 4.1, y que será calculada mediante la aplicación de mínimos cuadrados ordinarios.

4.2. Datos y muestras:

4.2.1. Inflación observada (π_t): La serie de la inflación mensual anualizada se la obtuvo a partir del índice de precios al consumidor (IPC) mensual del Ecuador durante el periodo que se inicia en enero de 1980 y termina en diciembre de 1999. El Gráfico 4.1 muestra dicha serie durante el período de estudio:

Gráfico #4.1: Inflación mensual anualizada ecuatoriana (1980-1999)



FUENTE: Información Estadística Mensual, BCE
ELABORACION: Autores

Antes de modelar el comportamiento de la serie inflacionaria, (así como de cualquier otra serie), será necesario verificar la estacionariedad de dicha serie mediante la aplicación de distintos tests de raíz unitaria, los cuales permitirán contrastar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria contra un conjunto de hipótesis alternativas. Inicialmente se aplicará el test propuesto por Phillips-Perron (PP):

Tabla #4.1: Test de Phillips-Perron para la serie de la inflación

TEST DE PHILLIPS PERRON	VALOR CALCULADO	VALOR CRITICO AL 1%	VALOR CRITICO AL 5%	VALOR CRITICO AL 10%
Constante	-2.004627	-3.4591	-2.8737	-2.5732
Constante y Tendencia	-2.074516	-3.9994	-3.4297	-3.1381
Ninguno	-0.262547	-2.5741	-1.9410	-1.6164

ELABORACION: Autores

Los resultados obtenidos en la aplicación del test de PP se muestran en la tabla 4.1. Mediante éstos se puede concluir que no se posee evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en la serie temporal de la inflación.

Sin embargo, hay que recordar que no rechazar la hipótesis nula, por ningún motivo equivale a aceptarla; de ahí que será conveniente analizar alternativas más generales y menos convencionales, que la anteriormente planteada; recordando de igual manera que un test como el de PP tiene muy poco poder, ya que ignora diversas situaciones tales como los quiebres de nivel o tendencia en la serie, así como la presencia de tendencias no lineales en la misma.

Por esta razón, partiendo de la sospecha de la presencia de tendencias no lineales en la serie inflacionaria, dado su comportamiento a lo largo del período de estudio, se procederá a aplicar el test planteado por Bierens (1998), en el cual se desarrolla un proceso en el que se contrasta la presencia de raíz unitaria en el sistema contra alternativas más generales, en las cuales se admite la presencia de no linealidades en la tendencia de la serie.

Por esta razón, siguiendo la metodología propuesta por Bierens⁶ para el desarrollo de dichos tests, se estableció como parámetros de los mismos un p de 6 y un m de 15:

Tabla #4.2: Tests de Bierens para la inflación ecuatoriana

TEST DE BIERENS	VALOR CALCULADO	VALOR CRITICO AL 5%	VALOR CRITICO AL 10%
$\hat{f}(m)$	-7.96	-7.89	-7.52
$\hat{A}(m)$	-394.69	-112.40	-104.00
$\hat{F}(m)$	5.40	2.18	2.36

ELABORACION: Autores

En los resultados mostrados en la tabla 4.2, se puede observar que la hipótesis nula de raíz unitaria se ha rechazado a los niveles de confianza del 5% y 10%, por hipótesis más generales en las cuales se plantea la presencia de tendencias no lineales a lo largo de la serie de la inflación; específicamente bajo un posible régimen tendencial definido por un polinomio de orden 15 y con rezagos de orden 6.

Verificada la estacionariedad de la inflación en tendencias no lineales, se procederá a modelar el comportamiento de su media y varianza condicional, por medio de un proceso autorregresivo y un proceso ARCH respectivamente; utilizando la metodología de ir de lo general a lo particular.

Hay que señalar, que en lo referente a la autocorrelación simple y parcial de los residuos cuadrados de la serie se elaboraron los correlogramas de dichos residuos (Anexo 1) en los cuales se puede

⁶ Véase Capítulo 1: Test de Raíz Unitaria de Bierens

observar la presencia de un nivel bajo de autocorrelación entre los residuos cuadrados, lo que indica la presencia leve de una estructura ARCH, desechando la posibilidad de estructuras de un mayor orden que den origen a una especificación GARCH.

De ahí que, basado en lo anteriormente propuesto, se obtuvo la siguiente especificación para la inflación:

Tabla #4.3: Modelo obtenido para la inflación y el riesgo inflacionario

Variable Dependiente: Inflación (π_t)

Número de Observaciones: 240

Muestra: 1980:01 – 1999:12

Ecuación de la media condicional				
Variable	Coefficiente	Error Std.	Estadístico-z	Prob.
$\pi(-1)$	1.405300	0.056657	24.80356	0.0000
$\pi(-2)$	-0.378738	0.062642	-6.046039	0.0000
$\pi(-12)$	-0.772548	0.065058	-11.87473	0.0000
$\pi(-13)$	1.126392	0.089910	12.52793	0.0000
$\pi(-14)$	-0.578596	0.097263	-5.948765	0.0000
$\pi(-15)$	0.220477	0.063010	3.499061	0.0005
$\pi(-24)$	-0.331393	0.060080	-5.515835	0.0000
$\pi(-25)$	0.283899	0.053810	5.275908	0.0000
@TREND	6.54E-05	1.40E-05	4.686054	0.0000
T2	-9.39E-08	1.86E-08	-5.055420	0.0000
Ecuación de la varianza condicional				
C	0.000317	1.88E-05	16.83012	0.0000
ARCH(1)	0.171429	0.081457	2.104519	0.0353
R-cuadrado	0.985277	Media var. dependiente		0.364592
R-cuadrado ajustado	0.984566	D. Std. var. dependiente		0.181276
E. Std. de la regresión	0.022520	Akaike		-4.658255
Suma de los Resid. Cuad.	0.115633	Schwarz		-4.484223
Log likelihood	570.9906	Estadístico - F		1387.069
Durbin-Watson	1.843135	Prob. (Estadístico - F)		0.000000

ELABORACION: Autores

En la tabla 4.3 se muestra el modelo que sirve de especificación de la inflación y del riesgo inflacionario, del cual se destaca lo siguiente:

1. Las tendencias de tipo lineal y no lineal⁷ presentes en la estructura que define el comportamiento de la media condicional de la inflación son significantes; y el signo de la tendencia cuadrática señala que los agentes poseen expectativas de una pronta reversión de cualquier proceso inflacionario ascendente; situación acorde con la realidad, ya que es imposible pensar en la inflación como un proceso de persistencia permanente $I(1)$; puesto que sería muy difícil encontrar evidencia teórica que respalde el hecho de la existencia de un proceso infinito de incremento, de la tasa de crecimiento de los precios.

Adicionalmente para probar la estacionariedad del sistema, se plantea una prueba adicional, la cual consiste en el análisis de los 25 eigenvalores o raíces del modelo propuesto, los que deberán presentar un módulo menor a 1, como condición necesaria y suficiente de estacionariedad. El Anexo 2 muestra los resultados de esta prueba sobre el modelo, los cuales satisfacen la condición antes enunciada, siendo esto un claro indicio de que el comportamiento de la inflación no debe ser definido erróneamente como el de una serie $I(1)$.

2. Este modelo presenta un componente ARCH que es significativo a los niveles del 5% y el 10%. Igualmente se puede apreciar que el valor del mismo es extremadamente pequeño, lo cual indica un bajo nivel de persistencia de los

⁷ Que para este caso en particular es cuadrática, obtenida del método que lleva un modelo de lo general a lo particular y partiendo del rechazo de la hipótesis nula de existencia de raíces unitarias en la serie según el test de Bierens por una estacionariedad en tendencias definidas por un polinomio de orden 15.

efectos de las distintas perturbaciones que afectan a la inflación; o en otras palabras se podrá afirmar que el efecto de un shock sobre la volatilidad o el riesgo inflacionario se desvanecerá rápidamente a lo largo del tiempo.

Una vez especificados los componentes del modelo de la inflación y del riesgo inflacionario, se analizará las características residuales del mismo, para comprobar si dicha especificación cumple con el requisito de que sus residuos sean ruido blanco. Para esto se procederá a utilizar el Test de Autocorrelación de Ljung-Box Q, mediante el cual se detectará si existe autocorrelación entre los residuos y los residuos cuadrados.

Tabla #4.4: Test de Autocorrelación de los Residuos

	1	6	12	36
Estadístico Q	1.2816	6.5456	14.038	34.393
Probabilidad	0.258	0.365	0.298	0.545

ELABORACION: Autores

Tabla #4.5: Test de Autocorrelación de los Residuos Cuadrados

	1	6	12	36
Estadístico Q	0.1733	1.7946	4.7568	8.4941
Probabilidad	0.677	0.938	0.966	1.000

ELABORACION: Autores

Las tablas 4.4 y 4.5 presentan los valores del estadístico Ljung-Box Q y sus respectivas probabilidades para los rezagos 1, 6, 12 y 36; tanto para los residuos como para los residuos al cuadrado del sistema. En ambos casos, y en ninguno de los rezagos, estos son

menores a los niveles del 5% y 10% de significancia, por lo que no se rechaza la hipótesis nula de que los residuos del modelo (y sus cuadrados) son ruido blanco.

Extendiendo un poco más el análisis de este modelo, se verifica que la especificación de la varianza condicional de la inflación en el Ecuador a lo largo del periodo escogido se expresa de la siguiente manera:

$$\mathbf{h}_t^2 = 0.000317 + 0.171429 \mathbf{e}_{t-1}^2 \quad (4.2)$$

en donde ε_t es una variable de perturbación que sigue un proceso estocástico, y cuya varianza condicional dependerá del conjunto de información disponible en el periodo t-1, el cual tendrá a su vez la siguiente distribución:

$$(\mathbf{e}_t / \Omega_{t-1}) \sim (0, \mathbf{h}_t^2)$$

De ahí que dentro del conjunto de expectativas que el agente posee en el tiempo t con respecto al comportamiento de la variable π_t y su varianza condicional, se incluirá todo el conjunto de información disponible hasta el periodo t-1. Por lo tanto, la esperanza condicional de la volatilidad de la inflación en el periodo t, dada la información del periodo t-1, será:

$$E(\mathbf{h}_t^2 | \Omega_{t-1}) = 0.000317 + 0.171429 \mathbf{e}_{t-1}^2 \quad (4.3)$$

Por lo que la aplicación de un modelo ARCH al comportamiento de la inflación, para evaluar el riesgo inflacionario en el tiempo t en base a la varianza condicional de la inflación, o más específicamente en base a su desviación estándar condicional (riesgo inflacionario = η_t) será considerada adecuada.

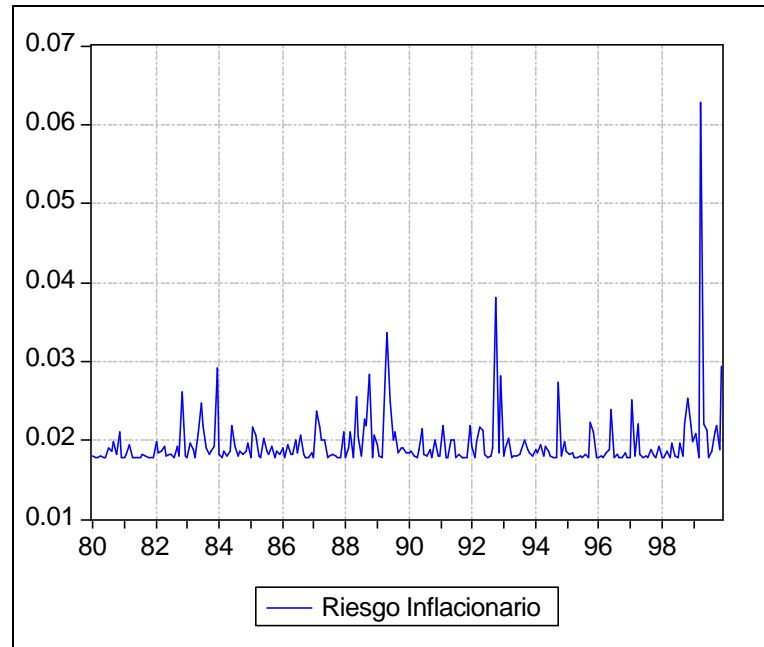
Suponiendo con esto, como anteriormente ha sido señalado, que altos niveles de inflación en los periodos pasados darán como resultado valores altos de varianza y por ende del riesgo inflacionario.

Además, dados los valores de la ecuación 4.2, se podrá afirmar que el sistema no poseerá una memoria que se extienda más allá de un periodo, y asimismo el impacto de cualquier innovación sobre el riesgo inflacionario será muy bajo.

Por lo tanto, luego de haber definido el modelo adecuado; de haber comprobado su estacionariedad y que sus residuos sean ruido blanco, se calculará la serie de la varianza condicional de la inflación, la cual permitirá estimar el valor del riesgo inflacionario para la muestra analizada.

Dicha varianza condicional será calculada mediante la serie ARCH del sistema, en tanto que el riesgo inflacionario será generado a través de otra serie que represente a la raíz cuadrada de la primera. Proceso del cual se obtiene la siguiente representación:

Gráfico #4.2: Gráfico del Riesgo Inflacionario (τ_t)



ELABORACION: Autores

Para constatar que el gráfico 4.2, obtenido empíricamente, se acopla con la realidad de las cifras observadas en el país, se procederá a analizar qué sucedió en las fechas en las cuales dicho gráfico presenta sus picos más altos y aquellas en las cuales se observa situaciones de volatilidad estable por largos periodos:

- Se puede observar que hasta 1982 el riesgo inflacionario se mantenía en niveles bajos (menores al 2% aproximadamente), pero a partir de 1983 esta variable empieza a acelerarse hasta situarse en su pico más alto (2,9%) en el mes de diciembre de ese año.

La causa de esto fue que hasta inicios de la década del 80 el país había acumulado muchas ineficiencias producidas por el

“Boom Petrolero” (acumulación de deuda, presupuestos desfinanciados, etc.), haciendo que la situación de la economía se distorsione, desatando sus efectos a comienzos de la década de los 80, lo que a su vez ocasionó una inmediata disminución de la confianza de los agentes en el sistema.

Específicamente es a partir de 1983, cuando realmente se comenzaron a sentir los efectos reales de dichas distorsiones, así como el impacto de los factores exógenos que afectaron a la economía ecuatoriana a lo largo de 1982, tales como: el deterioro de los términos de intercambio, el alza de las tasas de interés internacionales y el cierre del crédito externo. Esto llevó al Gobierno a tomar medidas urgentes en marzo de 1983, tales como: la instauración de un sistema de mini devaluaciones diarias anunciadas; lo que provocó un aumento del riesgo inflacionario el cual se dio inicio a partir de la segunda mitad de ese año.

- Entre 1984 y 1985 se vivió un periodo de estabilización, mediante la aplicación de políticas estrictas que lograron revertir lo vivido hasta finales de 1983. Estas políticas fueron impulsadas en gran medida por el apoyo brindado por el FMI al proceso de estabilización de la economía implantado por el Gobierno en dicho período.
- En 1986 el riesgo vuelve a acelerarse, debido a los shocks externos generados por la caída de los precios del barril de petróleo (desde \$26 hasta \$13) y por la contracción de las exportaciones ecuatorianas originadas esencialmente por la

desincautación de divisas, perjudicando a las perspectivas de las exportaciones netas del país.

Para 1987 la situación se agravó, gracias a los efectos provocados por el terremoto del mes de marzo, que trajo como principal consecuencia la suspensión de las exportaciones de petróleo durante más de 6 meses por la ruptura del OTE⁸. Asimismo durante ese año, el gasto fiscal lejos de reducirse y situarse en un nivel compatible con la disponibilidad del Estado para financiarlo, se desbordó a niveles incontrolables; esto causó inestabilidad monetaria y un exceso de liquidez en la economía que se tradujo en una depreciación adicional del tipo de cambio y un aumento de la inflación.

Llegado 1988, la inestabilidad inflacionaria se fundamentaba esencialmente en la incertidumbre generada por el cambio de Gobierno; el cual, al posesionarse, adoptó un programa que entre otras acciones, dispuso el alza de los precios de los combustibles y las tarifas eléctricas; paralelamente resolvió eliminar ciertos subsidios; y decretó una política devaluatoria, entre otras medidas.

Este periodo considerado de alta inestabilidad y alto riesgo inflacionario, terminó con su pico más alto en mayo de 1989 (3,4%), ya que para ese mes se empezaron a sentir los efectos distorsionantes de los fenómenos ocurridos durante el primer y segundo trimestre de ese año (severo

⁸ Oleoducto Transecuatoriano

desabastecimiento de arroz, aumento de las tarifas eléctricas y telefónicas, lo cual originó que la inflación anual del mes de marzo se situara en el 100%; devaluación del sucre en un 6% en mayo; entre otras situaciones) y a su vez aquellos efectos que fueron producto de las distorsiones acumuladas y ocasionadas por las medidas económicas y desajustes de los dos años anteriores (1987 y 1988).

- A partir de 1990 el riesgo inflacionario se desacelera considerablemente, gracias a las políticas económicas implantadas y al incremento del precio del barril de petróleo a raíz de la Guerra del Golfo Pérsico.

Del mismo modo los incrementos en las tarifas de los servicios públicos se encontraban enmarcados bajo un plan de incrementos, que era anunciado con anticipación, eliminando el efecto sorpresa de estas medidas sobre las expectativas de los agentes, reduciendo el riesgo que se origina como consecuencia de cualquier tipo de incremento inesperado, ya que todos eran conocidos con anticipación.

- En 1992 se retoman los picos altos del riesgo inflacionario, por la incertidumbre que generaba el cambio de Gobierno y las medidas económicas que este aplicaría, situación que fue revertida una vez que éstas fueron puestas en acción. Es por esta razón que la volatilidad se incrementó en 1992 y se estabilizó a mediados de 1993 por algunos meses.
- La implementación del sistema de bandas cambiarias a finales de 1994 y el conflicto bélico con el Perú que tuvo lugar

a inicios de 1995, generaron importantes incrementos en el riesgo inflacionario, los cuales fueron de carácter transitorio, en gran parte gracias a las medidas dispuestas por las autoridades monetarias de la época, que se vieron en la obligación de incrementar las tasas de interés de corto plazo a niveles superiores al 110%, con el objeto de desestimular una depreciación acelerada del sucre.

De igual manera a finales de 1995 se produjo un grave deterioro de las reservas internacionales –aproximadamente en un 20%- lo que incrementó la incertidumbre respecto a la situación económica.

- En 1996 (año electoral) el inicio de un Gobierno populista encabezado por el Abg. Abdalá Bucaram, provocó incrementos sustanciales en el riesgo debido a la alta incertidumbre que se tenía sobre las perspectivas de ese Gobierno y de las acciones inmediatas que posiblemente adoptaría.

En febrero de 1997 el riesgo inflacionario llega a su pico más alto en lo que respecta a ese periodo (2,5%), primordialmente por los problemas políticos desencadenados, que tuvieron como resultado la caída del Gobierno de Bucaram, y la instauración de un Gobierno interino, que por las características legales en las cuales se respaldaba, provocó que los agentes nacionales e internacionales aumenten sus niveles de incertidumbre en relación al futuro del desarrollo económico del país.

No obstante, el riesgo inflacionario se fue estabilizando a medida que los meses transcurrían, hasta finales de dicho Gobierno interino, pese a que el mismo demostró ser ineficaz no solo para impulsar una reforma estructural sino también para dirigir la economía, acumulando distorsiones que desatarían sus perniciosos efectos para el siguiente período presidencial.

- A finales de 1998 el cambio de Gobierno generó un aumento de la incertidumbre, como era de esperarse, pero con la agravante que a diferencia de gobiernos anteriores esta situación no se pudo revertir con el paso de los meses, debido a la desconfianza generada por las medidas adoptadas (medidas que tenían un alto componente inflacionario, y que no denotaban seriedad), ya que muchas de ellas eran revertidas muy rápidamente.

Asimismo, cabe destacar, que en este año se empezaron a sentir los efectos adversos de la peor crisis bancaria que haya sufrido el Ecuador, la cual duró hasta mediados del 2001, así como también, los efectos que trajo consigo el fenómeno de “El Niño”, el cual tuvo lugar a comienzos de 1998; situaciones que en su conjunto coadyuvaron a que el riesgo inflacionario se incrementara marcadamente, y que lograron a su vez que las expectativas de los agentes se tornen cada vez más desalentadoras sobre la situación económica de los años venideros.

Se debe enfatizar que en 1999 se presentó el pico más alto del riesgo inflacionario de toda la muestra, el cual fue de 6,3%

en Abril de 1999, el cual se dio gracias al alto nivel de intranquilidad y desconfianza que se produjo sobre las perspectivas de los agentes por los acontecimientos ocurridos en marzo de dicho año (feriado bancario anunciado el día 8, congelamiento de los depósitos a partir del 15, etc.).

Cabe anotar que durante este periodo, el Gobierno de turno instauró el sistema de flotación cambiaria a inicios del segundo semestre de 1999, el cual fue un componente adicional para el fuerte incremento de la incertidumbre durante dicho año; del mismo modo hay que recordar que desde inicios de 1999 hasta mediados del mismo, el sucre se había depreciado en más de 140%.

En conclusión era lógico, esperar que los picos más altos, en lo que se refiere al riesgo inflacionario, sean encontrados a lo largo de 1999, puesto que fue en ese año cuando se desató la crisis más profunda de la historia del Ecuador, con índices tan desalentadores para finales del mismo, tales como una inflación del 60.7% (la inflación más alta de la década del 90), junto con la peor contracción del PIB registrada en las dos décadas de análisis (-7.3%).

- Igualmente se puede apreciar en el gráfico 4.2 que el país, a lo largo de los 20 años de análisis, nunca pudo gozar de periodos largos de estabilidad o de bajo riesgo inflacionario. Además se puede concluir que año tras año la reacción de los agentes económicos sobre las distorsiones ocurridas se iban incrementado fuertemente, lo cual demuestra que la confianza

sobre los gobiernos y las medidas que éstos implementaban se iban mermando cada vez más.

Esto puede ser comprobado si se toma en cuenta que: el primer pico de la década del 80 fue del 2,9% (Diciembre de 1983) y el último fue de 3,4% (Mayo de 1989), no obstante para la década del 90 el primer pico fue de 3,8% (Octubre de 1992) y el último fue de 6,3% (abril de 1999).

- Otra conclusión a la cual se llega partiendo del parámetro de persistencia estimado en la tabla 4.3 (el cual se encuentra en un nivel de 0,171429), es que éste es demasiado bajo, en gran parte gracias a la alta participación de las autoridades monetarias en la economía ecuatoriana, con medidas que tenían como objetivo mediato el control de la inflación, las cuales buscaban entre otras cosas que las perturbaciones no esperadas sobre dicha variable no extiendan su efecto por más de un mes aproximadamente, según lo demuestra el modelo y el grafico anteriormente exhibido.

De lo expuesto anteriormente, se puede afirmar que el sistema se ajusta con exactitud a la realidad de las cifras observadas en la economía durante el periodo de análisis seleccionado. Con lo cual queda demostrada la veracidad del modelo aplicado para explicar el comportamiento de la inflación. En base a esto se analizará y calculará la inflación esperada para la economía ecuatoriana, a lo largo de este mismo período.

4.2.2. Inflación esperada (π_t^e): Variable proxy que recoge el efecto de la inflación instantánea (π_t) y del riesgo inflacionario μ_t ⁹, en otras palabras la inflación esperada es una variable que vendrá definida por:

$$\pi_t^e = \pi_t + \mu_t \quad (4.4)$$

Para esto se parte del supuesto de que los agentes son racionales, y que por lo tanto su previsión inflacionaria se encuentra fundamentada completamente en la información disponible hasta el día de hoy (la inflación actual) más un factor que recoge la incertidumbre del periodo (expectativas futuras) que en este caso vendrá dada por el riesgo inflacionario, o varianza del periodo.

Esta variable π_t^e al igual que π_t se supondrá estacionaria en tendencia, pero de tipo no lineal. Para esto se le aplicará el test de PP para la contrastación con respecto a la estacionariedad de la serie en una tendencia de tipo lineal y el test de Bierens para comprobar si dicha inflación esperada es estacionaria en una tendencia representada por un polinomio de orden 15 tal como la inflación mensual anualizada observada.

Para cumplir con este fin se utilizará para este último test los siguientes parámetros: $m = 15$ (grado del polinomio) y $p = 6$ (número de rezagos de la serie), o sea los mismos que se aplicaron para la contrastación de la inflación observada:

⁹ La cual ha sido calculada para el mismo periodo t y que representa a la desviación estándar condicional de la inflación

Tabla #4.6: Test de raíces unitarias de Phillips-Perron

TEST DE PHILLIPS PERRON	VALOR CALCULADO	VALOR CRITICO AL 1%	VALOR CRITICO AL 5%	VALOR CRITICO AL 10%
Constante	-2.00000	-3.4591	-2.8737	-2.5732
Constante y Tendencia	-2.073227	-3.9994	-3.4297	-3.1381
Ninguno	-0.215989	-2.5741	-1.9410	-1.6164

ELABORACION: Autores

Tabla #4.7: Test de Bierens

TEST DE BIERENS	VALOR CALCULADO	VALOR CRITICO AL 5%	VALOR CRITICO AL 10%
$\hat{f}(m)$	-7.809	-7.89	-7.52
$\hat{A}(m)$	-444.537	-112.40	-104.00
$\hat{F}(m)$	5.274	2.18	2.36

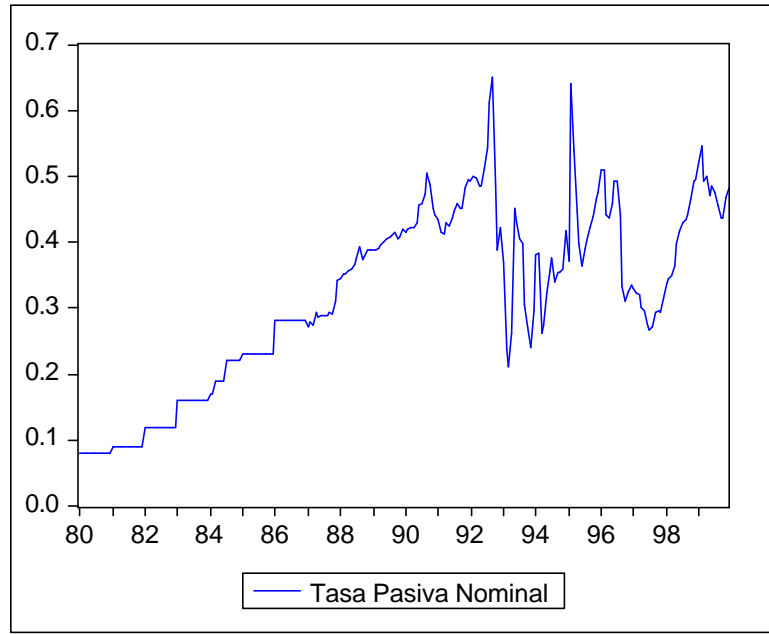
ELABORACION: Autores

De los resultados expuestos en las tablas 4.6 y 4.7, se puede manifestar que la inflación esperada, tal como la inflación observada, será estacionaria en una tendencia polinomial de orden 15.

Luego de haber calculado y examinado el valor del riesgo inflacionario y de la inflación esperada a lo largo del período muestral, se procederá a analizar el comportamiento mostrado por la tasa de interés pasiva nominal

4.2.3. Tasa de interés nominal (i_t): Las tasas de interés nominales utilizadas corresponden al promedio ponderado mensual anualizado de las operaciones pasivas de los bancos privados durante el periodo que se inicia en enero de 1980 y termina en diciembre de 1999.

Gráfico #4.3: Tasa de Interés Pasiva Nominal Mensual Anualizada



FUENTE: Información Estadística Mensual, BCE
ELABORACION: Autores

Como primer paso se examinará la estacionariedad de la serie, mediante la aplicación del test de PP, en el cual se contrastará la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en contra de varias hipótesis alternativas.

Del cual se obtienen los siguientes resultados:

Tabla #4.8: Test de raíces unitarias de Phillips-Perron

TEST DE PHILLIPS PERRON	VALOR CALCULADO	VALOR CRITICO AL 1%	VALOR CRITICO AL 5%	VALOR CRITICO AL 10%
Constante	-2.053343	-3.4592	-2.8737	-2.5732
Constante y Tendencia	-3.183462	-3.9996	-3.4298	-3.1381
Ninguno	-0.001292	-2.5742	-1.9410	-1.6164

ELABORACION: Autores

De acuerdo con los resultados expuestos en la tabla 4.8, se afirma que la hipótesis nula de presencia de raíces unitarias en la serie sólo se rechazará cuando se prevea la presencia de una tendencia, a un nivel de significancia del 10%; lo cual sugiere la existencia de un tendencia sujeta a quiebres de nivel y tendencia en la estructura de la serie del tipo de interés.

Es más, para esto se deberá recordar que Perron (1989) demostró que cuando las series estacionarias en tendencia presentan quiebres, los tests de raíces unitarias de PP tienden a no rechazar la nula de presencia raíz unitaria cuando en realidad ésta no está presente, en otras palabras se tienden a cometer errores de tipo II bastante importantes mediante la aplicación de este test. Por estas razones, para corregir esto y ser más exactos en las apreciaciones, se aplicará el test propuesto por Zivot y Andrews (1992).

Los resultados obtenidos de la aplicación de este test a la serie de la tasa de interés pasiva nominal mensual anualizada y los críticos reportados por Zivot y Andrews se muestran en la siguiente tabla:

Tabla #4.9: Test de raíces unitarias de Zivot y Andrews

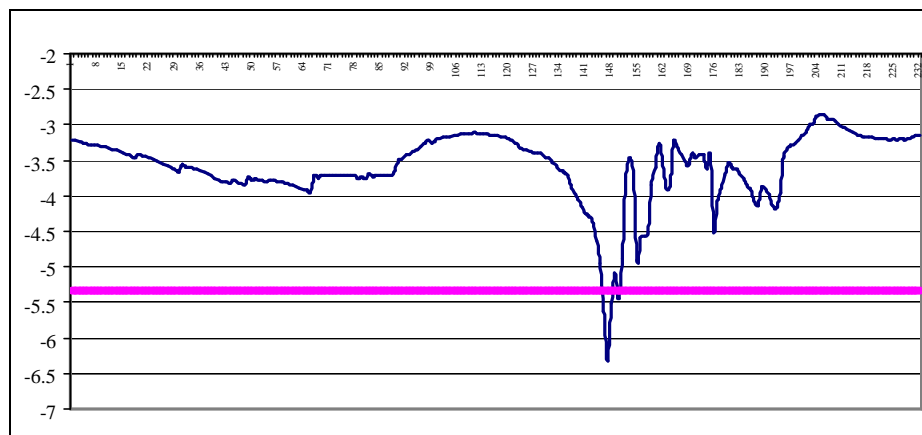
TEST DE ZIVOT & ANDREWS	VALOR CALCULADO	VALOR CRITICO AL 1%	VALOR CRITICO AL 5%	VALOR CRITICO AL 10%
Con Quiebre en Nivel	-6.31	-5.34	-4.80	-4.58
Con Quiebre en Tendencia	-4.67	-4.93	-4.42	-4.11
Con Quiebre en Nivel y Tendencia	-6.67	-5.57	-5.08	-4.82

ELABORACION: Autores

Se observa en la tabla 4.9 que a los distintos niveles de confianza propuestos, (aún al 1%), se rechaza la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria, sin embargo para éste análisis en particular la presencia de quiebres en la tendencia del tipo de interés, harían perder el sentido de una relación a largo plazo en el comportamiento de esta variable (y por ende una relación de cointegración entre esta variable y la inflación, que es lo que se desea probar), de ahí que se procederá a escoger el nivel de confianza más conservador y comprobar si aún persiste la existencia de dichos quiebres en nivel y tendencia.

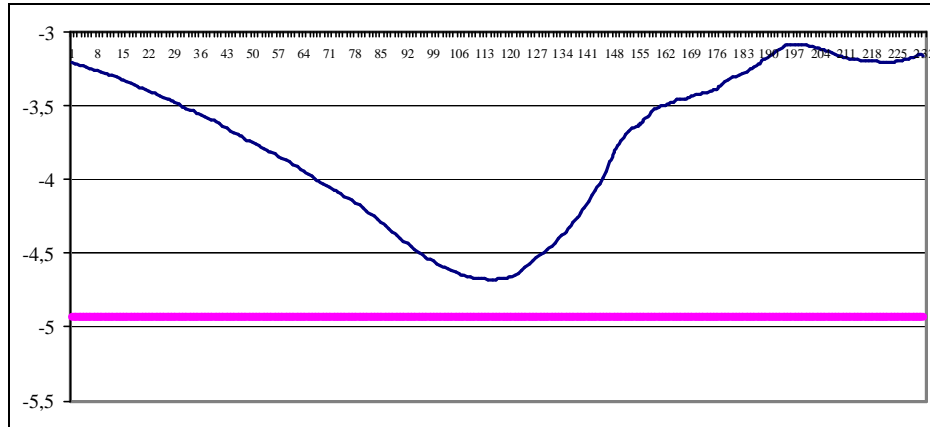
Para esto se graficarán a continuación los resultados obtenidos:

Gráfico #4.4: Test secuencial de ZA para raíz unitaria (con quiebres en nivel)



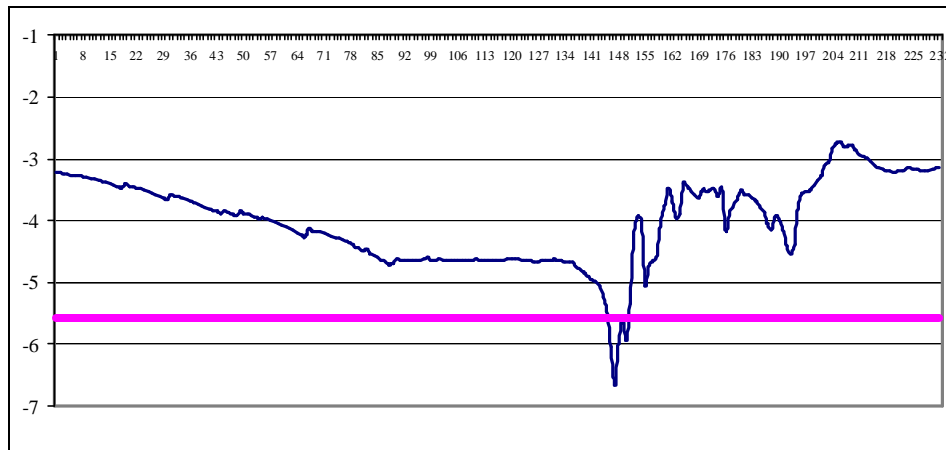
ELABORACION: Autores

Gráfico #4.5: Test secuencial de ZA para raíz unitaria (con quiebres en tendencia)



ELABORACION: Autores

Gráfico #4.6: Test secuencial de ZA para raíz unitaria (con quiebres en nivel y tendencia)



ELABORACION: Autores

Nota: Las líneas horizontales corresponden a los valores críticos al 1% reportados en Zivot y Andrews (1992).

Los resultados reportados tanto en los gráficos 4.4, 4.5 y 4.6 así como en la tabla 4.9 constituyen una evidencia muy fuerte en contra de la presencia de raíz unitaria y a favor de la estacionariedad en tendencia de la serie del tipo de interés.

Además se observa la presencia de quiebres en nivel en la serie al 1% de confianza, y se percibe también que cualquier evidencia a favor de cambios en la tendencia a este nivel de confianza es nula; lo cual permite inferir que la tasa de interés pasiva nominal es una serie que en ningún momento se verá afectada de manera permanente en su componente tendencial ante shocks transitorios, pero sí en lo que respecta a su nivel.

Dicha característica valida y respalda la representación de cualquier tipo de relación a largo plazo que se desee establecer.

Para finalizar, hay que indicar que en el gráfico 4.6, cuando se consideran quiebres de nivel y tendencia, se observa que el comportamiento de dicha representación está completamente dominada por los quiebres en nivel; tal es así que los puntos en los cuales se encuentran los quiebres de nivel y tendencia corresponden exactamente con aquellos que se encontraron en el gráfico 4.4 en el cual sólo se tomaban en cuenta los quiebres de nivel, por lo que el último test sólo ha podido percibir los cambios en nivel y, al igual que el segundo test, ningún tipo de cambio en la tendencia.

En conclusión el test de ZA permite definir a la tasa de interés pasiva nominal mensual anualizada como estacionaria en tendencia con quiebres en nivel; sin embargo mediante este test no se pueden especificar los puntos exactos en los cuales la serie sufre dichos

quiebres. Para determinarlos será necesario aplicar otro tipo de metodología, tal como la planteada por Bai y Perron (1998).

Dado que se conoce que la serie al 1% de significancia sólo sufre de quiebres estructurales de nivel, y partiendo de la metodología de BP, se calcularán las fechas en los cuales se producen dichos quiebres al mismo nivel de significancia, de lo cual se obtiene:

Tabla #4.10: Fechas de Quiebres de nivel según el Test BP

QUIEBRE	FECHA
1	Noviembre de 1987
2	Diciembre de 1992

ELABORACION: Autores

Los resultados reportados en la tabla 4.10 permiten presumir en primera instancia la existencia de dos quiebres estructurales de nivel en la serie; no obstante para comprobar si dichos resultados son fehacientes y consistentes con la serie, se realizará una estimación auxiliar, que facilitará la examinación de la significancia de dichos quiebres en la serie.

El modelo planteado para esta prueba estará dado por:

$$i_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i q_{i,t} + bTrend \quad (4.5)$$

en donde i_t es la tasa de interés pasiva nominal mensual anualizada; α_0 es el estimador que representa el nivel inicial de la serie; β es el estimador que recoge el efecto tendencial sobre la serie; y por último? α_1 y α_2 son los estimadores que representan los efectos de las 2

variables dummies que constituyen las fechas en las que se presentan los quiebres estructurales de nivel de la serie; variables que toman para el caso de q_1 el valor de 1 cuando $t \in [1987:11, 1999:12]$ y cero en cualquier otro caso, y para el caso de q_2 toman el valor de 1 cuando $t \in [1992:12, 1999:12]$ y cero en cualquier otro caso. Basado en lo expuesto se procede a estimar el siguiente modelo:

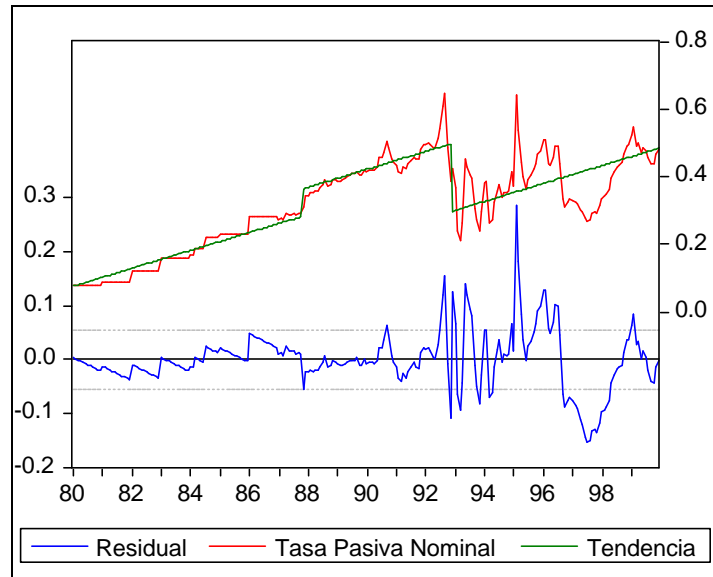
Tabla #4.11: Modelo obtenido para la tasas de interés pasiva nominal mensual anualizada

Variable Dependiente: Tasas de Interés pasiva mensual anualizada (i_t)
Número de Observaciones: 240
Muestra: 1980:01 – 1999:12

Variable	Coeficiente	Error Std.	Estadístico-t	Prob.
C	0.076272	0.008859	8.609157	0.0000
TREND	0.002215	0.000147	15.09549	0.0000
q_1	0.080642	0.014508	5.558628	0.0000
q_2	-0.201616	0.014116	-14.28284	0.0000
R-cuadrado	0.840891	Media var. dependiente	0.318670	
R-cuadrado ajustado	0.838869	D. Std. var. dependiente	0.136452	
E. Std. de la regresión	0.054773	Akaike	-2.954695	
Suma de los Resid. Cuad.	0.708032	Schwarz	-2.896684	
Log likelihood	358.5634	Estadístico - F	415.7545	
Durbin-Watson	0.506988	Prob. (Estadístico - F)	0.000000	

ELABORACION: Autores

Gráfico #4.7: Gráfico residual, actual y ajustado



ELABORACION: Autores

Los resultados mostrados en la tabla 4.11 indican que los quiebres estructurales (q_1 y q_2) obtenidos mediante la metodología de BP son significativos, y por lo tanto se requerirá su inclusión en cualquier representación de largo plazo de la serie, ya que los mismos representan shocks que afectan permanentemente a su nivel.

En lo que respecta a esta estimación preliminar, muestra que la tasa pasiva nominal poseía hasta finales de 1999 una tasa de crecimiento implícita de largo plazo de 0.22%, lo que equivale a una tasa de crecimiento anual de 2.69%, además también se advierte que en la serie los crashes superan en magnitud a los booms ($q_2 > q_1$).

Como prueba adicional de que el modelo planteado se ajusta a la realidad de las cifras, se explicará lo que aconteció durante los periodos en los cuales según el modelo hubo quiebres en la

estructura de nivel de la tasa de interés. Para esto se hacen las siguientes consideraciones:

- Primer quiebre en nivel (Noviembre de 1987): En agosto de 1986 se aplicó la liberalización de las tasas de interés lo cual permitía que mediante la implementación de política monetaria (ya sea contractiva o expansiva), y a través de mecanismos de mercado, se cambie el nivel de las tasas de interés. Esta medida trajo como consecuencia inmediata una considerable elevación de las tasas, pero que en sí no representa la causa que generó el quiebre de nivel que se desea verificar, no obstante permite constatar que la instauración de este tipo de política traería cambios futuros importantes en el comportamiento de dicha variable.

Ya en 1987, específicamente en el mes de marzo, se produjo un terremoto de considerable magnitud (como ya fue expuesto en el capítulo anterior), que afectó a todo el aparato productivo nacional, especialmente al sector petrolero (por la ruptura del OTE). Este desastre natural ocasionó un exceso de la demanda en el país lo cual ocasionó presiones sobre los precios hacia el alza.

Por lo que el Gobierno tomó la decisión de utilizar varias medidas para controlar dicho excedente, entre las cuales se tienen: el aumento del encaje bancario (que llegó al record de 37%) para disminuir el dinero en poder de los bancos; el establecimiento del régimen de depósitos previos a la importación, lo cual tenía como objetivo reducir el monto de suces en mano de los agentes y con esto reducir la demanda

interna de bienes; y el aumento de las tasas de interés para las operaciones activas preferenciales de bancos e instituciones financieras y para las operaciones generales de crédito con recursos de préstamos externos, con lo cual se desincentivaba el crédito y se contraía la multiplicación del dinero por parte del Sistema Financiero.

Todas estas medidas adoptadas a partir de marzo de 1987, se reflejaron a finales de ese año, específicamente en Noviembre de 1987, debido a que fueron tomadas gradualmente durante estos meses, y los agentes poco a poco, mediante operaciones de mercado, fueron ajustando la demanda interna y sus disponibilidades de efectivo.

- Segundo quiebre en nivel (Diciembre de 1992): En Septiembre de 1992 se redujo el encaje bancario (del 32% al 28%) como medio para reducir las tasas de interés mediante el aumento del circulante en la economía, lo cual fue un impulso para la reducción de dichas tasas.

Pero esta reducción por sí sola no explica el quiebre en el nivel de la serie de las tasas de interés, sino que a esto se deberán añadir las medidas que se exponen a continuación: en octubre de 1992 la Junta Monetaria autorizó al BCE a operar en el mercado monetario y cambiario con el objetivo de estabilizar las tasas de interés (ya que al momento se las percibía como elevadas) y el tipo de cambio; de igual manera en noviembre de 1992 se eliminó la incautación cambiaria, con la cual los exportadores podían vender sus divisas en el

mercado financiero, haciendo que el tipo de cambio se ajuste por la competencia hacia la baja.

Estas tres medidas en conjunto hicieron que para fines de ese año (específicamente en diciembre) los agentes ajustaran mediante operaciones de mercado las tasas de interés; ya que se vieron incentivados a aumentar el circulante en la economía y a reducir los depósitos en el sistema financiero.

Esto también se lo puede explicar de la siguiente manera: la reducción del encaje bancario hizo que el multiplicador del dinero del Sistema Financiero aumente, incentivando a los bancos a reducir el número de depósitos que aceptaban; puesto que con un menor monto de depósitos, estos podían entregar el mismo monto de créditos que en el pasado; lo que hizo que aumente el circulante en la economía y por ende que caigan las tasas de interés.

Una vez explicado el comportamiento de las tasas de interés pasiva nominal mensual anualizada, y a fin de cumplir con el objetivo inicial de este trabajo; en el siguiente punto se planteará la relación de largo plazo del tipo de interés pasivo nominal como una relación de cointegración con la inflación esperada (tomando en cuenta sus quiebres estructurales), para mediante esto verificar el cumplimiento de la relación de Fisher y el efecto Mundell-Tobin.

4.3. Resultados obtenidos

Terminado el análisis de las variables a utilizar, se plantea la representación a utilizar para estudiar la relación a largo plazo

existente entre el tipo de interés y la inflación, la cual vendrá expresada mediante la siguiente ecuación:

$$i_t = \mathbf{b}_1(\mathbf{p}_t + \mathbf{h}_t) + u_t = \mathbf{b}_1\mathbf{p}_t^e + u_t \quad (4.6)$$

en donde i_t es el tipo de interés nominal del periodo t ; π_t es la inflación del periodo t , η_t el nivel de expectativas inflacionarias (riesgo inflacionario) en el mismo periodo t y π_t^e la inflación esperada en el periodo t .

La ecuación 4.6, además permitirá analizar de manera empírica en qué grado se cumplía la relación de Fisher en el Ecuador durante el periodo de estudio, y en qué nivel impactaba el efecto Mundell-Tobin en nuestra economía.

A este modelo se le incluirán dos variables adicionales, que representan los puntos de quiebres de la serie del tipo de interés calculados anteriormente; de ahí que la ecuación de cointegración o relación de largo plazo a analizar, estará dada por la siguiente expresión:

$$i_t = \mathbf{b}_1\mathbf{p}_t^e + \sum_{i=1}^2 \mathbf{a}_i q_{i,t} + u_t \quad (4.7)$$

Por lo tanto se puede indicar que la ecuación 4.7, permite definir el comportamiento a largo plazo del tipo de interés con respecto a la inflación; asimismo dicha ecuación será la representación de una relación de cointegración entre dos variables no estacionarias (i_t y

π_t), relación de la cual se espera como resultado final una combinación lineal que no implique dentro de su estructura ningún tipo de raíz unitaria. Cabe indicar también que mediante esto se buscará obtener una relación a largo plazo que sea interpretada en términos económicos como una relación de equilibrio estático.

Como se utilizan dos series estacionarias en tendencia en el sistema expuesto en la ecuación 4.7, y además dado que se omite el componente que recoge el comportamiento tendencial de ambas en dicho sistema, dichas variables actuarán como una serie $I(1)$. Por esta razón lo que se tratará de verificar a continuación es que al incluir π_t^e en lugar de una tendencia lineal como variable explicativa de \dot{y}_t , se podrá obtener un sistema estacionario expresado por la ecuación 4.7.

En otras palabras se logrará una relación de cointegración o de largo plazo entre \dot{y}_t y π_t^e , siempre y cuando el comportamiento tendencial del primero venga recogido por el segundo.

Además se debe anotar que en la ecuación 4.7 se prescinde de la constante (α_0); ya que el interés de este estudio se centra específicamente en cuantificar la magnitud de impacto que la variable explicativa tiene sobre la variable endógena. De ahí que desde este punto de vista, cualquier término constante, o de corrección, juega un papel secundario en el modelo, por lo que se requerirá simplemente un modelo de desviaciones con respecto a la media para explicar la relación de reciprocidad entre estas dos variables.

Partiendo de lo anteriormente enunciado se procede a estimar la ecuación 4.7, obteniéndose el siguiente resultado:

Tabla #4.12: Modelo obtenido para la tasas de interés nominal mensual anualizada vs. la inflación esperada

Variable Dependiente: Tasas de Interés nominal mensual anualizada (i_t)

Número de Observaciones: 240

Muestra: 1980:01 – 1999:12

Variable	Coefficientes	Error Std.	Estadístico-t	Prob.
π_t^e	0.439053	0.029047	15.11524	0.0000
q_1	0.175270	0.021050	8.326511	0.0000
q_2	0.056091	0.017530	3.199715	0.0016
R-cuadrado	0.495034	Media var. dependiente	0.318670	
R-cuadrado ajustado	0.490772	D. Std. var.dependiente	0.136452	
E. Std. De la regresión	0.097373	Akaike	-1.808123	
Suma de los Resid. Cuad.	2.247095	Schwarz	-1.764615	
Log likelihood	219.9748	Estadístico - F	116.1690	
Durbin-Watson	0.168883	Prob. (Estadístico - F)	0.000000	

ELABORACION: Autores

En la tabla 4.12, se advierte de manera inmediata que el Durbin-Watson (DW) es muy bajo, lo que bien pudiera ser un signo de que se está en presencia de una regresión espuria, y por lo tanto no se podría afirmar de una manera fidedigna y en primera instancia la validez de dicho modelo; por lo que será urgente verificar si el modelo anterior es realmente la representación de una relación de cointegración entre las variables i_t y π_t^e .

Para esto se empleará un test de cointegración residual en el cual se hará uso de los críticos propuestos por Phillips-Ouliaris-Hansen (POH).

Para este caso en particular se utilizarán los estadísticos calculados por POH tanto para el caso I (por la ausencia de constante en la ecuación 4.7 de largo plazo) así como los del caso III (por la presencia de 2 elementos δ diferente de cero los cuales registran las diferencias de los quiebres estructurales de nivel en la ecuación 4.7). De esta manera los resultados obtenidos en este test serán los siguientes:

Tabla #4.13: Test residual de Cointegración de Phillips-Ouliaris-Hansen

CASO	VALOR CALCULADO ¹⁰	VALOR CRITICO AL 5%	VALOR CRITICO AL 10%
I	-3.445773	-2.76	-2.45
III		-3.42	-3.13

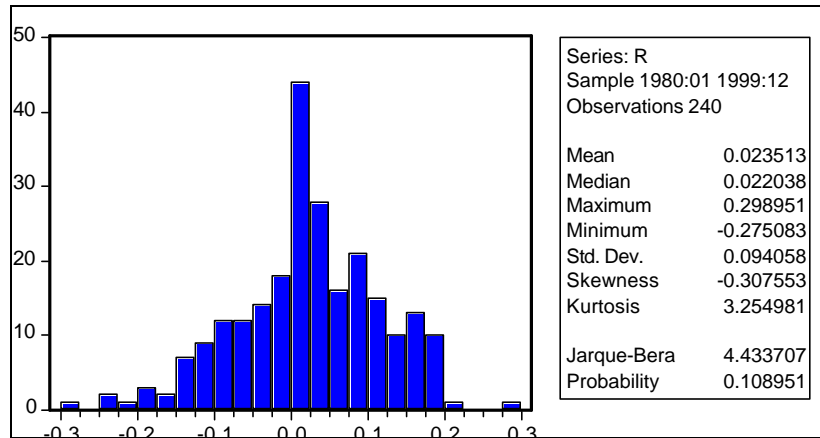
ELABORACION: Autores

Se puede observar en la tabla 4.13 que tanto para el caso I como para el caso III se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, a los niveles de confianza del 5 y 10%; por lo que se puede asegurar que ambas variables en su conjunto dan como origen una relación estable de largo plazo o de cointegración.

Será conveniente también analizar si se cumple la condición de normalidad de los residuos de dicha expresión, para lo cual en principio se realizará el test de Jarque-Bera a la serie residual, con el cual se obtiene:

¹⁰ Para este contraste se utilizó el estadístico calculado de Phillips-Perron según lo expuesto en Phillips y Ouliaris (1990)

Gráfico #4.8: Histograma residual

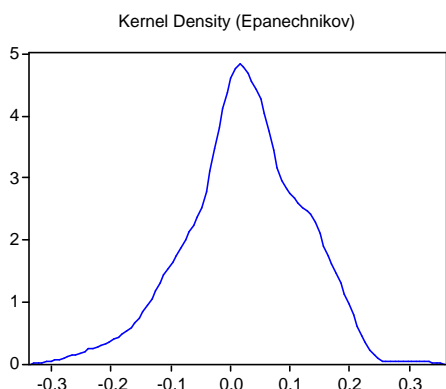


ELABORACION: Autores

De los resultados obtenidos en el gráfico 4.8 se afirma que a los distintos niveles de confianza establecidos (1%, 5%, y 10%) no se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos, además cabe indicar que el valor de la kurtosis y del skewness son muy cercanos a los de una distribución normal (Kurtosis de 3 y Skewness de 0), lo cual es un buen indicativo de cumplimiento de la condición de normalidad de los residuos obtenidos a partir de la relación de cointegración planteada en la ecuación 4.7.

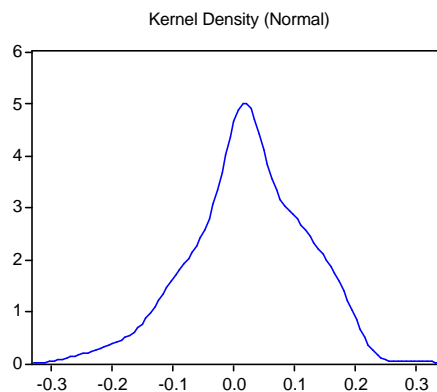
No obstante, dado que el test de Jarque-Bera puede ser fácilmente eludido y conducir a la enunciación de afirmaciones equivocadas, será muy útil realizar una estimación no paramétrica de la distribución incondicional de los residuos, calculada mediante la aplicación de un kernel de Epanechnikov; para luego compararla con la distribución teórica de una normal, con la misma media y desviación estándar de la serie; para lo cual se obtuvo los siguientes gráficos:

Gráfico #4.9: Densidad Kernel (Epanechnikov)



ELABORACION: Autores

Gráfico #4.10: Densidad Kernel (Normal)



ELABORACION: Autores

De ahí que, tal como se evidencia en los gráficos 4.9 y 4.10, los residuos muestran una distribución empírica muy cercana a la distribución teórica de una normal, por lo que se puede sustentar el supuesto de normalidad de los residuos, característica necesaria (en conjunto con la de estacionariedad) que permitirá asegurar que la relación de cointegración entre el tipo de interés pasivo nominal y la inflación esperada, está dada por la siguiente expresión:

$$i_t = 0.439053\pi_t^e + 0.175270q_1 + 0.056091q_2 \quad (4.8)$$

La expresión 4.8 a más de representar la relación de largo plazo entre estas dos variables, permitirá verificar empíricamente el cumplimiento de la hipótesis Fisher y del efecto Mundell-Tobin para la economía ecuatoriana, dentro del periodo de estudio (1980:01, 1999:12).

Es así que, partiendo de 4.8, se puede demostrar que en la economía ecuatoriana durante el periodo escogido, un aumento (disminución) del 100% de la inflación esperada, generaba un decrecimiento (aumento) del tipo de interés real en un monto aproximado a 56.0947% de su valor; y por ende el tipo de interés nominal aumentaba (disminuía) en menor proporción que la inflación esperada (menos del 100%) aproximadamente en una proporción del 43.9053% de su valor, a diferencia de lo que Fisher afirmaba.

Reafirmando con esto lo expuesto por Mundell y Tobin, quienes afirmaban que el impacto de un aumento de la inflación esperada sobre el tipo de interés nominal será atenuado por un decrecimiento en el tipo de interés real, debido a un efecto sobre la riqueza real de los agentes; de ahí que gracias a esto último, la hipótesis de Fisher no lograba cumplirse en su más estricto rigor, puesto que el tipo de interés nominal no se elevaba en igual proporción que la inflación esperada.

Por lo tanto se prueba, dado los parámetros anteriormente explicados, que durante el periodo que corresponde a los 20 años anteriores a la dolarización no se cumplía la relación 1:1 planteada por Fisher.

En lo que respecta a otras investigaciones empíricas, realizadas en distintos países con respecto a este tema, se puede señalar que estudios realizados en la década de los 70 concluyeron que tanto las tasas de interés real a corto plazo así como las de largo plazo eran aproximadamente constantes y por lo tanto se pudo observar que el comportamiento de la tasa de interés nominal se acomodaba en base a los movimientos de la inflación esperada, manteniéndose la

relación propuesta por Fisher (Fama, 1975 y 1977); no obstante estudios subsecuentes realizados a lo largo de la década de los 80 encontraron que dicha relación ya no se mantenía, en un gran número de países analizados, entre estos EE.UU (Mishkin, 1992).

Es más, al igual que en este estudio de la economía ecuatoriana, investigaciones a lo largo del mundo encontraron una relación a largo plazo (cointegración) entre el tipo de interés nominal y la inflación esperada, pero ninguna relación de corto plazo entre dichas variables.

Asimismo se halló que, pese a que las tasas de interés nominales y la inflación esperada se encontraban cointegradas, el coeficiente que determinaba dicha relación de cointegración no era igual a 1; es así que, en muchos estudios, así como en el presente (ecuación 4.8), se encontró que dicho coeficiente era mucho menor a 1 (Evans y Lewis, 1995), lo cual da un apoyo académico importante a los resultados obtenidos en este trabajo.

Para que la sustentabilidad de este modelo quede completamente comprobada, a continuación se analizan los resultados obtenidos, comparándolos contra el comportamiento de la economía a lo largo del periodo de análisis.

Primero se examinará el procedimiento mediante el cual se generan las readecuaciones en las expectativas inflacionarias de los agentes a largo plazo las cuales vendrán dadas por las siguientes causas y readecuaciones de corto plazo: Necesidades de Caja del Gobierno (Déficit Fiscales) demandan incrementos de los pasivos del BCE (emisión monetaria), ocasionando excedentes en la oferta monetaria

de la economía. Ese excedente monetario hará que los agentes se vean incentivados a: 1) incrementar su demanda por bienes y servicios (demanda agregada); e 2) incrementar la demanda de sustitutos cercanos al dinero (como bonos o depósitos bancarios).

Lo primero genera incrementos inmediatos en el nivel de precios dentro de la economía; y lo segundo estimula el aumento de los precios de estos bienes sustitutos (lo que se traduce en una reducción de los tipos de interés nominales de estas operaciones, por la relación inversa que existe entre el precio de este bien sustituto y su rendimiento). El incremento del nivel de precios junto con la reducción de los tipos de interés nominales ocasionan un incremento de la demanda de dinero, lo cual hará que se iguale con la oferta de dinero inicialmente incrementada; y a su vez logrará equilibrar el mercado monetario.

Este nuevo equilibrio se caracteriza por ubicarse en un nivel mayor de precios y menor de tasa de interés nominal (los primeros aumentan en una mayor proporción que el monto en que disminuyen los segundos, ya que la inflación trae a su vez como efecto adicional una disminución de la demanda monetaria lo cual estimulará a las tasas de interés hacia el alza pero en una proporción menor que su reducción inicial¹¹)

Si esta situación de incrementos monetarios se produce continuamente, tal como sucedió durante el periodo de análisis, los agentes adaptarán sus expectativas de la siguiente manera: cuando prevén déficit fiscales, forman esperanzas de que el nivel de precios

¹¹ Partiendo del supuesto de que la curva de la oferta agregada ecuatoriana no es inelástica, por lo cual no se considera flexibilidad total de los precios.

aumentará en el futuro, y además supondrá que dicho proceso se extenderá por algunos periodos, en gran medida por la comprobada irresponsabilidad de las autoridades monetarias de la época, ya que para ese tiempo se generaron continuos excedentes de oferta monetaria para financiar el presupuesto del Gobierno y al sistema financiero.

De esta manera los agentes preveían que los incrementos de la oferta monetaria no se darían por una sola vez, sino que ocurrirían en más de una ocasión a lo largo de su horizonte de planeación, por lo que ajustaban sus expectativas inflacionarias en niveles mayores a cero y con períodos de crecimientos sostenidos.

Basado en lo anterior se procederá a explicar lo que aconteció en el largo plazo en el mercado monetario ecuatoriano. Al esperar los agentes niveles positivos de inflación en el futuro, estos percibían que la tasa de interés nominal se incrementaría en la magnitud de la inflación esperada, superando con esto a la tasa de interés real (hipótesis de Fisher), con lo que esta última no variaría.

Sin embargo, niveles mayores de las tasas de interés nominales desencadenarían desequilibrios en el mercado monetario -que depende de las tasas de interés nominales-, pero estos desequilibrios sólo pueden ser generados por variaciones en la oferta monetaria o en el nivel de precios, lo cual no ha sucedido.

Es por esta razón, que al tener inflación esperada positiva y una tasa de interés nominal que no tiene ningún incentivo monetario para moverse, la variable que deberá ajustarse es la tasa de interés real de la economía, para contrarrestar el efecto de la inflación esperada

positiva (Efecto Mundell -Tobin), específicamente se esperará que se reduzca.

Esta reducción de la tasa de interés real, para equilibrar el mercado de bienes y el monetario en la economía, incentiva a los inversionistas a aumentar el monto de sus operaciones, lo cual en el largo plazo traerá consigo un aumento del producto. En conclusión, al esperar excedentes monetarios en el futuro, los agentes prevén una inflación esperada positiva, lo cual aumenta la tasa de interés nominal y reduce la real. Las tasas de interés nominales y reales a más de no variar en igual dirección, tampoco lo hacen en igual proporción, ya que la reducción de las tasas reales se ve contrarrestada por el fuerte incremento de la inflación esperada que hacen que las tasas de interés nominales crezcan en menor magnitud que la inflación esperada.

Cabe anotar que este aumento en el largo plazo de la tasa de interés nominal deberá compensar y en ciertos casos superar a la reducción en el corto plazo anteriormente señalada de dichas tasas.

Para el caso específico del Ecuador, en el largo plazo, un aumento del 100% de la inflación esperada generaba un aumento del 43.9053% de las tasas de interés nominal debido a una reducción del 56.0947% de la tasa de interés real, reducción que se dio como efecto de lo indicado en los párrafos anteriores.

Por último, para comprobar si lo enunciado hasta ahora se asemeja con la realidad observada durante el periodo de análisis, se considerarán algunas fechas importantes:

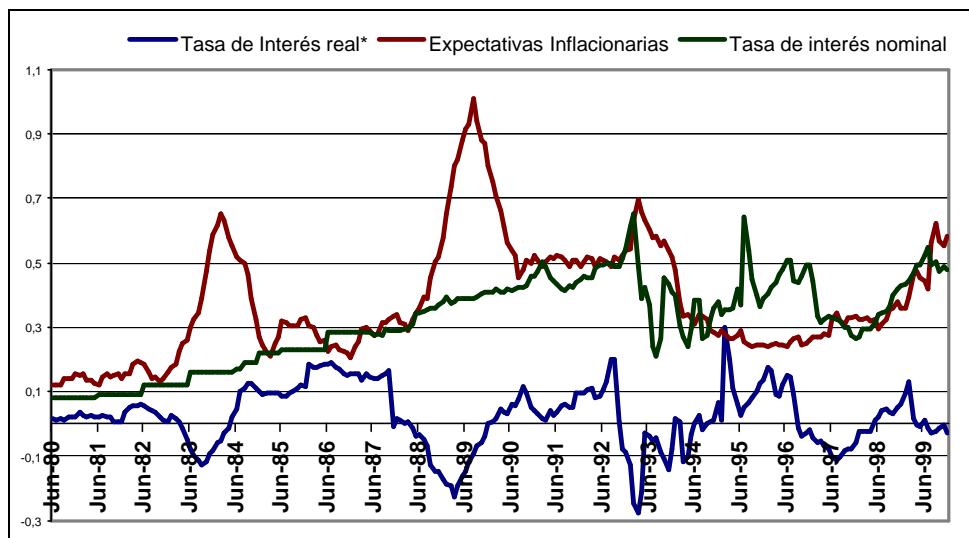
1. Durante 1983 y parte de 1984, el Gobierno instauró el sistema de mini devaluaciones diarias anunciadas, lo cual hacía que las expectativas inflacionarias de los agentes se tornen hacia el alza; ya que devaluaciones futuras traerían como consecuencia aumentos en el nivel de precios por paridad del poder de compra¹². Durante ese periodo, la inflación esperada positiva se vio acompañada por intereses reales negativos, comprobándose la relación inversa existente entre la variación de la inflación esperada y el tipo de interés real.

2. A inicios de 1997, el golpe de Estado generó mucha incertidumbre acerca de las decisiones y la validez del nuevo Gobierno. Además el Gobierno interino de aquella época expandió mucho el gasto público durante el tiempo de su gestión, lo cual produjo que los agentes económicos se formen expectativas de la inflación al alza, lo que trajo como consecuencia la caída de las tasas de interés reales, hacia niveles negativos.

3. A partir de 1999 el desbordado gasto fiscal para contrarrestar los perniciosos efectos del fenómeno natural de “El Niño” y la crisis bancaria, junto con el sistema de flotación cambiaria que hizo que el tipo de cambio aumente galopantemente, trajeron como consecuencia el incremento de las expectativas inflacionarias y la fuerte caída de las tasas de interés reales.

¹² M. Levi y J. Makin (1978)

Gráfico #4.11: Expectativas inflacionarias, tasas de interés nominales y reales*



* La serie de la tasa de interés real proviene de los residuos de la relación de cointegración entre la tasa de interés nominal y la inflación esperada.

FUENTE: Información Estadística Mensual, BCE

ELABORACION: Autores

CAPITULO #5

MODELACIÓN DE LA CURVA DE MADUREZ Y ESTIMACIÓN DE LA VOLATILIDAD DE LA TASA DE INTERES SPOT DEL MERCADO ECUATORIANO

5.1. Introducción

Inicialmente sería correcto, antes de cualquier intento de modelación, definir qué es lo que se intenta explicar al esbozar una curva de madurez de una tasa de interés determinada. El modelo que en este capítulo se intentará examinar está diseñado para explicar el desempeño del tipo de interés a lo largo del tiempo; así como el precio y rendimiento de los instrumentos de renta fija subyacentes al comportamiento de dicho tipo de interés.

En principio esto no sólo incluye al precio de los bonos, sino que podrá ser aplicado también para el análisis de todos los derivados dependientes del comportamiento del tipo de interés tales como: swaps, futuros de tipos de interés, caps y floors; no obstante este capítulo se enfoca esencialmente en la modelación de la curva de madurez de la tasa spot y forward del Ecuador para relacionarla con el desempeño de un bono ficticio¹³, y mediante esto realizar un análisis extensivo de la conducta de dicha variable durante el periodo escogido (1993:05-1999:12), resumiéndolos en términos de sus rendimientos para vencimientos específicos.

Para esto se utilizará el modelo de Vasicek y sus determinantes, en primera instancia en tiempo continuo, para luego proceder a

¹³ Se utilizará esta metodología debido a la carencia de algún tipo de instrumento financiero en el mercado ecuatoriano que se ajuste a los requerimientos exigidos para un análisis de este tipo.

discretizarlo, y mediante esto último estimar los parámetros de dicho modelo, lo que finalmente permitirá modelar la curva de estructura intertemporal del tipo de interés spot.

Hay que recalcar que éste estudio se orientará al análisis de tres factores. Primero, el estudio y determinación de la forma promedio que pudieran haber presentado durante ese periodo las curvas spot y forward, analizando las tasas de rendimiento promedio para los distintos vencimientos desarrollados, los cuales van desde un año hasta los 30 años; segundo, se analizará el grado de reversión a la media que presentaba el tipo de interés durante dicho periodo; y finalmente, el nivel de persistencia de la volatilidad de dicha variable, realizando un diagnóstico extensivo de la volatilidad condicional del tipo spot, lo cual permitirá determinar la reacción que pudiere haber presentado la volatilidad para con los shocks positivos o negativos que se presentaron durante el periodo escogido, para esto último se emplearán modelos econométricos especiales conocidos como modelos de volatilidad o de heterocedasticidad autoregresiva.

En lo que respecta al modelo de Vasicek que se utilizará en esta sección, éste vendrá dado por la siguiente ecuación:

$$dr(t) = \alpha [\beta - r(t)] dt + \sigma dW(t) \quad (5.1)$$

en donde, $dW(t)$ es un proceso Wiener estándar, $r(t)$ es el tipo de interés spot actual β es el tipo de interés a largo plazo o media incondicional y α es el coeficiente de reversión a la media. Además, dado que la ecuación 5.1 se encuentra expresada en tiempo continuo, ésta deberá ser reformulada de tal manera que se obtenga una expresión en tiempo discreto, que permita estimar los

parámetros que definen el comportamiento de dicho modelo y por ende la conducta intertemporal del tipo de interés.

Para esto se definirá a r_t como una variable que sigue un proceso autoregresivo de primer orden –AR(1); es decir se definirá dicha variable de tal manera que su comportamiento dependerá significativamente de los primeros rezagos de ella misma, por esta razón una manera mediante la cual se puede discretizar a la ecuación 5.1, es a través de la siguiente expresión:

$$r_t = \alpha r_{t-1} + (1-\alpha)\beta + \sigma_r \varepsilon_t \quad (5.2)$$

donde ε_t es una variable aleatoria independiente que se distribuye normalmente con media cero y varianza igual a 1.

De tal modo que la media de r_t será igual a β la varianza condicional será igual a σ^2 y la varianza incondicional igual a $\sigma^2/(1-\alpha^2)$; fórmulas similares a las obtenidas y aplicadas en un proceso autoregresivo de orden 1. En otras palabras los parámetros del modelo Vasicek podrán ser estimados mediante la aplicación de un modelo expresado de la siguiente forma:

$$r_t = k + \alpha r_{t-1} + \mu_t \quad (5.3)$$

en donde k será igual a $(1-\alpha)\beta$. Además realizando un análisis más extensivo en lo que respecta al desarrollo de este proceso autoregresivo podrá definirse lo siguiente:

$$E(r_t) = \frac{k}{1-a} = b \quad (5.4)$$

$$V(r_t) = \frac{s_r^2}{1-a^2} \quad (5.5)$$

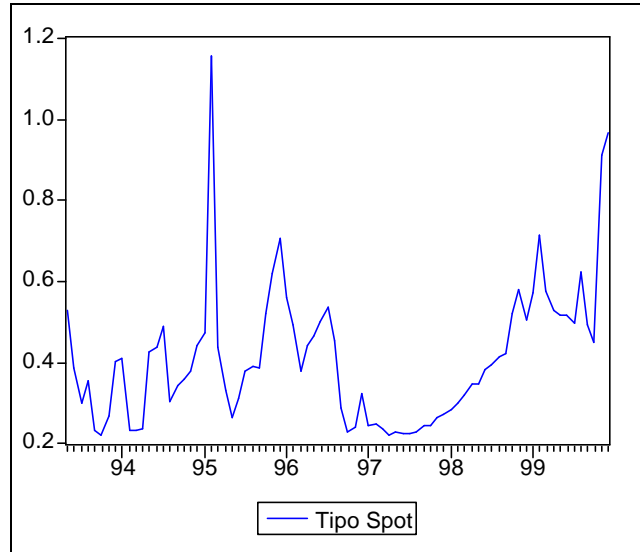
en donde es notorio que el parámetro que controlará el proceso de reversión a la media del sistema será igual a α , el cual indicará a su vez el poder o grado de convergencia del sistema hacia su equilibrio de largo plazo (media condicional β) dado cualquier tipo de perturbación inicial. De ahí que si $\alpha = 1$, r_t será un “random walk” y no presentará ninguna tendencia de retorno hacia un valor (medio) específico. Pero si se encuentra dentro del rango especificado por Vasicek ($0 < \alpha < 1$) se esperará que r_t converja a su retorno medio β a una tasa: $(1 - \alpha)$?

Partiendo de dichos conceptos, se procederá a estimar los parámetros del modelo de Vasicek, no sin antes especificar las características esenciales de los datos y la muestra que se va a utilizar.

5.2. Datos y muestras

Como proxy de la tasa spot se utilizó, al tipo de interés correspondiente al promedio ponderado mensual anualizado de las operaciones pasivas de los bancos privados con vencimiento a un mes; debido a que en el mercado ecuatoriano dicha tasa es la más cercana en lo que respecta a sus características de liquidez, a la que en otros mercados se conoce como tasa spot o instantánea.

Gráfico #5.1: Tasas de interés promedio ponderada mensual anualizada de las operaciones pasivas de los bancos privados con vencimiento a un mes



FUENTE: Información Estadística Mensual, BCE.
ELABORACION: Autores

La muestra de los datos anteriormente descritos corresponden a los valores de dicha variable dentro del periodo que se inicia en mayo de 1993 y termina en diciembre de 1999 (periodo en el cual aún se mantenía al “sucre” como moneda de curso oficial). Dicha muestra es inferior a la aplicada en el modelo del capítulo 4, ya que datos de dicha tasa anteriores al periodo planteado no se encuentran disponibles, según información proporcionada por el BCE.

De ahí que a partir de los datos disponibles, anteriormente referidos, se procederá a efectuar la estimación de los parámetros del modelo, no sin antes recordar que antes de modelar el comportamiento del tipo de interés spot ecuatoriano, así como de cualquier otra serie temporal, siempre es necesario verificar la estacionariedad de dicha

serie mediante la aplicación de algún test de raíz unitaria. En este caso se aplica el test de PP, del cual se obtuvieron los siguientes resultados:

Tabla #5.1: Test de raíces unitarias de Phillips-Perron

TEST DE PHILLIPS PERRON	VALOR CALCULADO	VALOR CRITICO AL 5%	VALOR CRITICO AL 10%
Constante	-3.342410	-2.8981	-2.5860
Constante y Tendencia	-3.731428	-3.4666	-3.1597

ELABORACION: Autores

A partir de los valores mostrados anteriormente en la tabla # 5.1, se aprecia que a un nivel de significancia del 5% y 10% se rechazará la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en la serie, por lo cual se podrá afirmar que la serie del tipo de interés spot ecuatoriano es estacionaria; lo que hará viable su modelación mediante un proceso autorregresivo.

En lo que respecta al comportamiento de los residuos y a la autocorrelación que entre estos existe, esto podrá ser observado en los correlogramas de la serie (Anexo 3), los cuales inducen a sospechar en la presencia de un proceso autorregresivo de orden 1 a lo largo de la serie, de manera especial por el comportamiento mostrado por el correlograma de autocorrelación parcial de los residuos.

5.3. Resultados obtenidos

5.3.1. Curva de madurez de la tasa de interés: Partiendo de la evidencia inicial anteriormente enunciada se modelará la serie

mediante un proceso AR(1), y se verificará si el mismo se ajusta a los patrones exigidos por Vasicek en su modelo:

Tabla #5.2: Modelo obtenido para el tipo de interés spot

Variable Dependiente: Tipo de Interés spot (r_t)

Número de Observaciones: 79

Muestra: 1993:05 – 1999:12

Variable	Coeficientes	Error Std.	Estadístico-t	Prob.
C	0.137119	0.070183	1.953744	0.0544
r_{t-1}	0.675391	0.190413	3.546970	0.0007
R-cuadrado	0.398763	Media var. dependiente	0.410852	
R-cuadrado ajustado	0.390955	D. Std. var. dependiente	0.174112	
E. Std. de la regresión	0.135879	Akaike	-1.129114	
Suma de los Resid. Cuad.	1.421659	Schwarz	-1.069128	
Log likelihood	46.59999	Estadístico - F	51.06939	
Durbin-Watson	2.012576	Prob. (Estadístico - F)	0.000000	

ELABORACION: Autores

La estimación robusta de los parámetros de la ecuación 5.3 dio como resultado los valores mostrados en la tabla anterior; no obstante antes de aceptar dicho modelo como el de mejor ajuste con respecto al comportamiento de la serie se deberá demostrar si el mismo cumple con una característica esencial exigida a este tipo de modelos, y es que sus residuos sean ruido blanco. Para esto se utilizará el Test de Autocorrelación de Ljung-Box Q, para detectar si existe autocorrelación entre los residuos y mediante esto afirmar que el modelo estimado en la tabla 5.2 es el más adecuado.

Tabla #5.3: Test de autocorrelación de los residuos

TEST DE AUTOCORR. LJUNG-BOX	1	6	12	32
Estadístico Q	0.0556	0.8464	4.7871	15.191
Probabilidad	0.814	0.991	0.965	0.995

ELABORACION: Autores

Según los resultados expuestos en la tabla 5.3 se puede aseverar que el modelo cumple con las características requeridas por los modelos de series temporales; ya que no se podrá rechazar la hipótesis nula de que los residuos sean ruido blanco y asimismo, como anteriormente se comprobó, dicho modelo cumple con el requerimiento de estacionariedad igualmente exigido; por lo tanto no existirá duda alguna para que el mismo sea aceptado y considerado como una inequívoca representación del comportamiento de la serie. Igualmente se puede manifestar que éste proceso cumple con las características exigidas por el modelo de Vasicek, mediante las cuales se requiere que el coeficiente α calculado (que representa el grado o poder de reversión a la media del sistema), se encuentre dentro de los límites esperados y establecidos, o sea dentro del rango: $0 < \alpha \leq 1$.

Llegada a esta conclusión, el proceso discreto que define el comportamiento del tipo de interés, según el Modelo de Vasicek, viene dado por la siguiente expresión:

$$r_t = 0.137119 + 0.675391 r_{t-1} + \mu_t \quad (5.6)$$

Expresión de la cual se deduce que:

$$b = \frac{0.137119}{1 - 0.67539} = 0.4224$$

$$\sigma_r = 0.135879$$

$$V(r_t) = \frac{(0.135879)^2}{1 - (0.67539)^2} = 0.02247$$

De ahí que, a partir de los valores anteriormente estimados en la tabla 5.2, se pudieron calcular los parámetros $(\alpha, \beta, \sigma_r)$ del modelo de Vasicek para la economía ecuatoriana. De la misma forma es evidente que el coeficiente que define el grado o poder de reversión a la media del sistema (cuyo valor es 0.6754) se encuentra dentro de los límites esperados y establecidos según Vasicek, además que es significativo dada su estimación en la tabla 5.2; de lo cual se deduce la presencia del fenómeno de reversión a la media del tipo de interés, en la economía ecuatoriana durante el periodo de estudio.

Esta reversión a la media se explica en parte por el fuerte control que el BCE aplicaba a esta variable como instrumento de política, mediante el cual se lograba manejar la masa monetaria presente en la economía y a través de esto controlar los fenómenos devaluatorios e inflacionarios de esa época.

En lo que respecta al modelo continuo de Vasicek planteado para la economía ecuatoriana, éste vendrá definido por la siguiente ecuación:

$$dr = 0.6754 (0.4224 - r) dt + 0.1359dz \quad (5.7)$$

expresión de la cual se puede indicar que la tasa o ratio de convergencia del sistema a su media es de 32.46%, lo que en otras palabras pudiera representar que el sistema que describe la conducta de la tasa de interés, no posee una persistencia infinita dada su estacionariedad. Igualmente dicha tasa de convergencia pudiera considerársela muy pequeña, lo que indicaría que el proceso de reversión hacia su media del sistema es demasiado lento.

Partiendo de lo expresado en la ecuación 5.7, se modelará la curva spot y forward del tipo de interés ecuatoriano. Inicialmente se presentarán las estimaciones de los ratios promedios para distintos plazos de madurez, para luego plasmar su curva.

Antes de mostrar los resultados obtenidos se debe recalcar que el valor de r utilizado para la simulación de la estructura temporal según Vasicek, será igual al último dato del tipo de interés registrado en diciembre de 1999, el cual fue del 96.64%. Por lo tanto a partir de este dato y de lo referido en los párrafos anteriores, se obtienen los siguientes resultados de la simulación para cada periodo madurez:

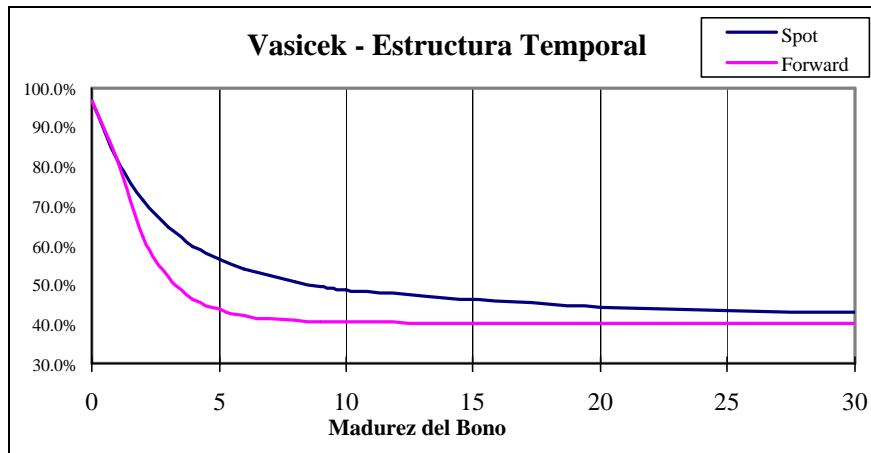
Tabla #5.4: Curva de Estructura Temporal de Vasicek

Madurez (años)	Spot	Forward
0	96.64%	96.64%
1	81.60%	81.60%
2	71.58%	62.11%
3	64.77%	51.95%
4	60.03%	46.60%
5	56.63%	43.77%
6	54.14%	42.25%
7	52.26%	41.43%
8	50.80%	40.98%
9	49.64%	40.72%
10	48.71%	40.57%
20	44.47%	40.35%
30	43.05%	40.26%

ELABORACION: Autores

En tanto que las curvas spot y forward para el tipo de interés ecuatoriano presentarán la siguiente estructura temporal:

Gráfico #5.2: Curva de Estructura Temporal para la Tasa de Interés Ecuatoriana



ELABORACION: Autores

Adicionalmente, también fueron calculados los siguientes parámetros que definen el comportamiento de un bono ficticio dentro del mercado monetario del Ecuador durante ese periodo:

Tabla #5.5: Bono cupón cero

a) Madurez (T) = 5 años	
B(0,5):	1.430058607179
A(0,5):	0.234647284733
Precio de bono cupón cero –	5.89137690%
P(0,5):	
Volatilidad del bono - $\sigma_b(0,5)$:	3.89%
b) Madurez (T) = 10 años	
B(0,10):	1.478896949441
A(0,10):	0.032006616880
Precio de bono cupón cero –	0.76655529%
P(0,10):	
Volatilidad del bono - $\sigma_b(0,10)$:	2.01%

c) Madurez Infinita (∞)	
Rendimiento de bono cupón cero con madurez infinita:	40.22%

ELABORACION: Autores

En lo que respecta a la forma de esta curva, se puede apreciar que dado un nivel alto del tipo de interés nominal spot, este tiende a revertirse hacia su media a medida que pase el tiempo. Esto se da por las siguientes razones:

- Dado que el sistema es estacionario y se comporta como un proceso autorregresivo de orden 1, los shocks no presentan una alta persistencia en lo que respecta a los efectos sobre el comportamiento de dicha variable.
- Debido a que el nivel de persistencia se encuentra dentro del rango de reversión pura especificado por Vasicek; se deduce que las entidades monetarias frente a shocks monetarios positivos o negativos que desviaban a la serie de su media, aplicaban políticas de control y reversión inmediatas con el objetivo de cumplir las metas monetarias tanto de corto como largo plazo, enfocadas principalmente en lo que se refiere al control de variables de distintas índole e importancia, tales como la inflación y el tipo de cambio.

En este caso en particular, el tipo de interés se encontraba en el último periodo observado (1999:12) por encima de la media en más del 50%, por lo cual, dado un sistema de expectativas basado en el comportamiento histórico de la serie, los agentes habrían

considerado que dicho ratio convergería en cualquier momento a su media.

Esto se debe a que dichos shocks distorsionadores no podían durar por mucho tiempo, puesto que históricamente se había evidenciado la presencia de altos niveles regulativos sobre el tipo de interés, los cuales tenderían a presionarlo hacia la baja. Por esta razón en dicho período todas las estrategias que los agentes financieros hayan establecido con respecto al tipo de interés, deberían haber previsto un comportamiento de dicha variable hacia la baja, tal como lo expone el gráfico 5.2.

Pero, lo anteriormente planteado, también deja la siguiente incógnita ¿Cuál es el proceso dinámico que dio paso a la formación de dicha tendencia negativa en la estructura intertemporal del tipo de interés ecuatoriano? La respuesta de este fenómeno tan particular se encuentra fundamentada en la siguiente explicación:

Asumiendo que para finales de 1999 existía un alto nivel de incertidumbre económica y política en el país, los inversores deseaban asegurar su nivel de riqueza y por ende sus activos; de ahí que la mayoría de estos agentes, en ese tiempo preferían un nivel estable de ingresos (y por ende rendimientos) en vez de rendimientos altos de tipo inmediatos impregnados de una alta volatilidad; que más tarde, al final del ciclo económico, se podrían convertir en flujos de ingresos menores o nulos (en el peor de los casos -riesgo de impago-).

Esta “preferencia por la estabilidad”, dirigió a gran parte de los agentes hacia una mayor demanda de instrumentos de cobertura de

mediano y largo plazo, en tanto que la minoría especulativa a su vez optó por aprovechar de igual manera los picos de alta volatilidad para generar rendimientos anormales de capital apoyando aún más este aumento de la demanda de instrumentos de corto plazo.

Ahora, hay que recordar el hecho de que a finales de 1999, las perspectivas económicas y políticas del Ecuador eran negativas, y por ende se esperaba una prolongación del ciclo recesivo de la economía para los próximos meses; y aún más, se concebía que dicha situación se iba a profundizar, en especial en el primer trimestre del 2000, en gran medida por el alto nivel de incertidumbre que la dolarización y que las circunstancias políticas imponían en el corto plazo.

Todo esto aumentó el deseo de los agentes por adquirir instrumentos que los protejan de cualquier eventualidad futura (una vez que esta ya ha sido esperada y asimilada) que ponga en riesgo su nivel de riqueza, por que los agentes optaron por un instrumento que entregue flujos seguros durante el periodo de inestabilidad. Para este caso uno de los instrumentos más adecuados dada la experiencia, eran los bonos a mediano plazo (de 1 a 5 años).

A todo esto habría que sumarle el hecho de que los agentes percibieron que la crisis del 99 era un fenómeno transitorio, dada la percepción que surge de la experiencia pasada (comprobada con la estacionariedad del tipo de interés, el cual se revierte a su media).

Es así que, si demasiadas personas se encontraban comprando bonos a mediano plazo, lograron aumentar el precio de los mismos en primera instancia y disminuir el rendimiento a medida que

aumentaba su madurez, lo que a su vez favoreció a los bonos de largo plazo, los cuales se encontraron en la mira como la segunda alternativa más viable en este tipo de situaciones (contagiándose por el aumento de la demanda inicialmente percibida solo en el mercado de mediano plazo).

No obstante, para financiar la compra de estos bonos, los consumidores se vieron en la obligación de vender sus activos de más corto plazo. Esta venta presionó hacia abajo el precio de los instrumentos a corto plazo, y como resultado su rendimiento aumentó.

Por lo tanto, si una recesión es esperada en una economía, se podrá observar un descenso en los tipos de interés a largo plazo y un incremento de los tipos de interés a corto plazo. De ahí como resultado final, obtendremos una curva como la calculada para el Ecuador a finales de 1999, con una pendiente negativa, que como se vio permitirá predecir las expectativas de crecimiento de la economía así como la propensión de cobertura del sistema (En el Anexo 4 se explican más detalladamente las razones para el aumento de la preferencia y de la demanda de bonos de largo plazo; así como las principales causas para la reducción de la preferencia y de la demanda de los instrumentos a corto plazo expuesta)

En conclusión, se puede afirmar que una posible estrategia que los agentes pudieron haber tomado contra esta situación de la tasa de interés (suponiendo que son racionales y que han percibido el comportamiento del mercado), sería dirigir sus recursos hacia inversiones a largo plazo; ya que esperarían que la estructura del rendimiento disminuya gracias al fenómeno de reversión a la media,

lo que provocaría una subida en los precios de los bonos a largo y una pérdida de capital sobre cualquier tipo de venta anticipada de dichos bonos.

De ahí que los agentes optarían por mantener o adquirir bonos a largo plazo, para obtener futuras ganancias de capital (basando su probabilidad en la experiencia del comportamiento del mercado).

Los especuladores también habrían percibido dicha información y procederían de igual manera, a mantener o adquirir bonos a largo plazo antes de que su precio aumente, y a deshacerse de los bonos a corto plazo. En tanto que los prestamistas que deseen fondos a largo plazo esperarían cierto tiempo antes de pedir prestado, ya que las expectativas de todos los participantes del mercado señalaban que pedir prestado en el futuro sería más barato, como efecto de la caída esperada de las tasas de interés.

Todos estos movimientos tenderían a producir, un exceso de demanda de bonos a largo plazo así como un exceso de oferta de las obligaciones a corto plazo. De ahí que para que el mercado de bonos se mantenga en equilibrio sería necesario un aumento de los rendimientos de los bonos a corto plazo con el fin de incentivar a los agentes a optar por este tipo de instrumentos; situación que ocasionaría que la estructura intertemporal de rendimientos se incline hacia abajo, hasta que fuera consistente con lo inicialmente previsto; o sea tasas de interés a corto plazo más altas que las de largo plazo.

Finalmente, una consecuencia adicional del efecto de reversión a la media, es que mediante éste se logra hacer más seguros los tipos

de interés a largo plazo que los tipos de interés a corto plazo. Por lo tanto la volatilidad de un tipo de interés de contado, según el modelo de Vasicek, tenderá a ser una función decreciente de su vencimiento. En otras palabras el tipo de interés a T_2 años tiende a tener una volatilidad más baja que el del tipo de interés a T_1 años, siendo $T_2 > T_1$.

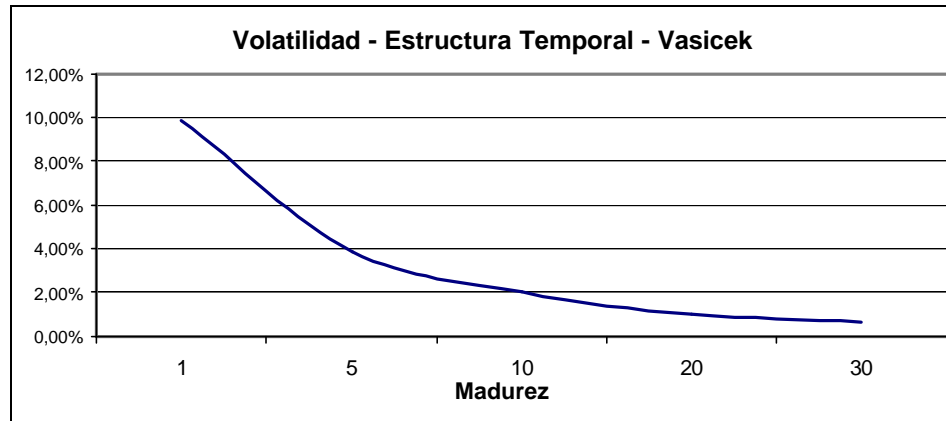
Para éste estudio en particular, dicho efecto ha sido calculado para cada uno de los vencimientos propuestos, y se lo presenta en la tabla y el gráfico mostrados a continuación:

Tabla #5.6: Volatilidad de la Estructura Temporal de Vasicek

Madurez (años)	Volatilidad del interés a contado
1	9.88%
2	7.45%
3	5.82%
4	4.69%
5	3.89%
6	3.29%
7	2.85%
8	2.50%
9	2.23%
10	2.01%
20	1.01%
30	0.67%

ELABORACION: Autores

Gráfico #5.3: Volatilidad de la Estructura Temporal de la Tasa de Interés Ecuatoriana – Vasicek



ELABORACION: Autores

Por lo tanto a partir de los resultados anteriormente mostrados, se puede concluir que el efecto de reversión a la media es responsable del hecho de que la volatilidad de la tasa spot caiga cuando la madurez o vencimiento aumenta, dado los altos niveles de certidumbre que impone dicho factor basado en el comportamiento pasado de la variable en estudio.

5.3.2 Estimación de la Volatilidad Condicional de la Tasa Spot: En esta parte se debe recordar que una de las desventajas anteriormente enunciadas con respecto a la aplicación de un modelo Vasicek para el análisis y modelación de la estructura intertemporal del tipo de interés, es que el mismo parte del supuesto de que todos los ratios poseen la misma volatilidad instantánea; de ahí la necesidad de emplear otras herramientas de análisis, que permitan determinar el comportamiento real de la volatilidad instantánea del

sistema, que en este caso en particular vendrá dada por la volatilidad condicional de la serie.

La técnica más adecuada para estos casos, es la aplicación de los modelos de volatilidad o modelos de heterocedasticidad condicional autorregresiva.

Para esto, inicialmente se deberá analizar si la relación anteriormente planteada (5.6), que determinaba el comportamiento discreto de la variable según el modelo de Vasicek presenta componentes de tipo ARCH; para lo cual se examinará el correlograma de residuos cuadrados del modelo estimado mostrado en el Anexo 5, en donde se podrá advertir claramente la presencia de componentes ARCH, específicamente en el primer rezago; lo que pudiera ser un claro indicio, de que la volatilidad condicional del sistema se comporta como un ARCH(1).

De ahí que partiendo de esta conjetura se modeló la volatilidad condicional del sistema mediante la estructura antes mencionada; no obstante se pudo observar que para este tipo de estructura el componente ARCH no era significativo a ningún nivel de confianza.

Dado esto, se probó con estructuras superiores, tales como: ARCH(2), ARCH(3), ARCH(4), GARCH(1,1), GARCH(1,2), GARCH(2,1) y GARCH(2,2); no obstante el resultado fue el mismo ya que ninguna estructura ARCH ni GARCH pudo explicar el comportamiento de la varianza condicional de la serie, lo cual puso en duda la apreciación inicial de una supuesta presencia de componentes ARCH en la serie; por lo que se tuvo que realizar una prueba adicional para comprobar si en realidad el tipo spot poseía

algún componente ARCH; esto es la aplicación del Test del multiplicador de Lagrange de componentes ARCH a los residuos del modelo, mediante el cual se contrastaría la hipótesis nula de no presencia de componente ARCH en la serie; y a través de esto verificar de una manera más convincente la existencia o no de dichos componentes.

Tabla #5.7: Test del multiplicador de Lagrange

Rezagos	Estadístico F– p value
1	0.004672
2	0.008819
3	0.024476
4	0.046177
5	0.089900

ELABORACION: Autores

Los resultados obtenidos de la aplicación del test del multiplicador de Lagrange llevan a rechazar la hipótesis nula de no existencia de componentes ARCH no sólo para un rezago, sino para rezagos superiores que llegan hasta 4, en un nivel de significancia del 5% y hasta 5 en un nivel de significancia del 10%; esto ciertamente es un indicativo de estructuras ARCH de grado superior. No obstante como anteriormente se indicó, ya se probó con este tipo de estructuras superiores, y con ninguna de ellas se obtuvieron resultados concluyentes y significativos que permitan afirmar la existencia de algún componente ARCH en la serie; peor aún, ninguna de esas estructuras se consideró apropiada como para explicar el comportamiento de la varianza incondicional de la serie.

Dicha situación indujo a suponer que quizás esto se deba en gran parte por la posible presencia de componentes asimétricos a lo largo de la varianza condicional de la serie; por lo que se presumió que un

modelo de volatilidad asimétrico pudiera ser una correcta especificación del sistema, por esta razón se optó por un modelo EGARCH (1,1), que para este caso vendrá expresado por la siguiente estructura¹⁴:

$$\ln s_t^2 = \mathbf{f} + \mathbf{b} \ln s_{t-1}^2 + \mathbf{a} \left(\left| \frac{\mathbf{e}_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| \right) + \mathbf{g} \frac{\mathbf{e}_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (5.8)$$

en donde en el lado izquierdo se muestra el logaritmo de la varianza condicional, y además en donde se presumirá que los efectos de los errores ya no son de tipo cuadrático como en una estructura ARCH o GARCH, sino que sus efectos serán de tipo exponencial; igualmente se asumirá que dichos errores se encuentran normalmente distribuidos.

Este modelo posee también como característica esencial, que el mismo permite realizar una distinción entre las perturbaciones negativas y las positivas; y por lo tanto en lo que a sus efectos sobre la varianza condicional se refiere. Partiendo de esta noción se realizó la estimación de dicho modelo:

¹⁴ Estructura propuesta por E – Views que a diferencia de la planteada por Nelson (Capítulo 2) asume que los errores ε se distribuyen normalmente.

Tabla #5.8: Modelo obtenido para la volatilidad del tipo de interés spot con rendimientos asimétricos

Variable Dependiente: Tipo de Interés spot (r_t)

Número de Observaciones: 79

Muestra: 1993:05 – 1999:12

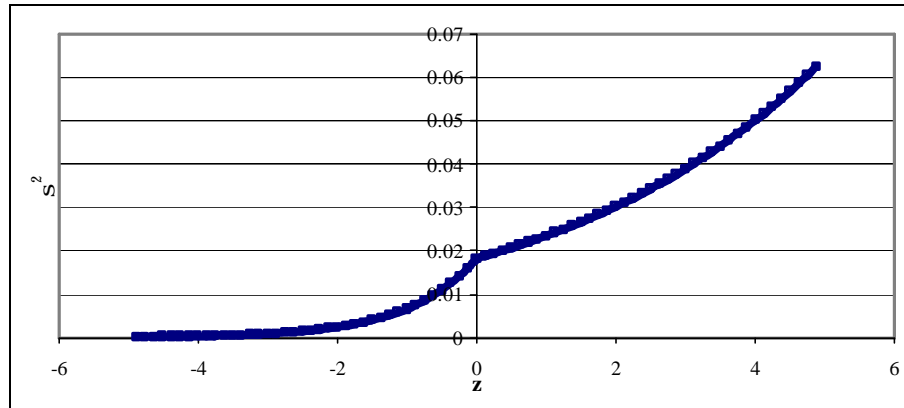
Ecuación de la media condicional				
Variable	Coeficientes	Error Std.	Estadístico-t	Prob.
C	0.117596	0.005074	23.17740	0.0000
R_{t-1}	0.669762	0.022968	29.16075	0.0000
Ecuación de la varianza condicional				
ϕ	-2.379088	0.581768	-4.089410	0.0000
α	-0.637139	0.149723	-4.255444	0.0000
γ	1.059080	0.162812	6.504914	0.0000
β	0.397954	0.084195	4.726557	0.0000
R-cuadrado	0.382851	Media var. dependiente	0.410852	
R-cuadrado ajustado	0.340581	D. Std. var. dependiente	0.174112	
E. Std. de la regresión	0.141387	Akaike	-1.598065	
Suma de los Resid. Cuad.	1.459285	Schwarz	-1.418107	
Log likelihood	69.12357	Estadístico - F	9.057171	
Durbin-Watson	1.949377	Prob. (Estadístico - F)	0.000001	

ELABORACION: Autores

En este modelo, como claramente se puede apreciar en los estimadores mostrados en la tabla 5.8, los componentes ARCH asimétricos son significativos a todos los niveles de confianza, asimismo el término que representa al efecto asimétrico del sistema (γ) es mayor a 1, y como claramente se definió en el capítulo 2, si dicho factor posee una magnitud mayor a la unidad (en este caso 1.05908), cualquier shock negativo que afecte al sistema, y por ende al tipo de interés spot, reducirá sus niveles de volatilidad en tanto que un shock positivo los aumentará.

Esto puede ser visto claramente mediante la graficación de la curva de impacto de noticias (CIN) de este modelo:

Gráfico #5.4: Curva de Impactos de Noticias¹⁵



ELABORACION: Autores

En el gráfico 5.4 se puede advertir que los shocks negativos reducen los niveles de volatilidad de la variable, mientras que los shocks positivos de igual magnitud aumentan los niveles de volatilidad de la misma.

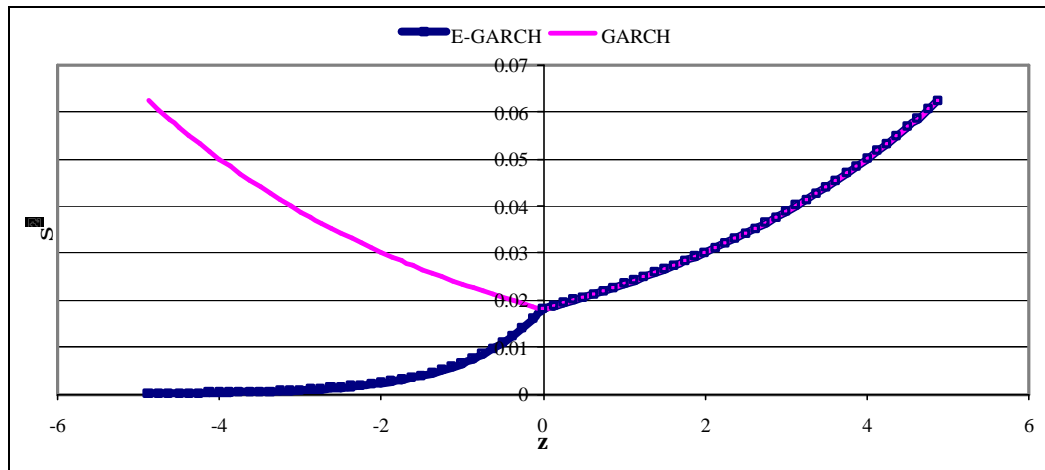
En otras palabras, el sistema distingue entre las perturbaciones positivas y negativas, y su reacción es diferente para cada una de ellas, tanto en lo que se refiere a su magnitud como al movimiento de su reacción, que en un caso es ascendente y en el otro descendente. Por ejemplo, si se presenta algún shock que produzca una elevación de los niveles de la tasa spot, su nivel de volatilidad aumentará; y por el contrario si se produce un shock que disminuye los niveles de la tasa spot, la volatilidad condicional de dicha variable disminuirá, pero no en la misma magnitud.

Curva como la expuesta en el gráfico 5.4, en la cual se registran efectos de tipo asimétricos difieren de aquellas curvas de tipo

¹⁵ Las implicancias de la curva de impacto de noticias expuestas en el gráfico 5.4 tienen concordancia con lo propuesto en el gráfico 5.3

simétricas, como las descritas por un proceso GARCH. Para exponer mejor esta idea se procederá a esbozar el siguiente gráfico en el cual se muestra una curva de un proceso GARCH teórico en contra de la curva EGARCH anteriormente calculada.

Gráfico #5.5: CIN de un GARCH y de un E-GARCH



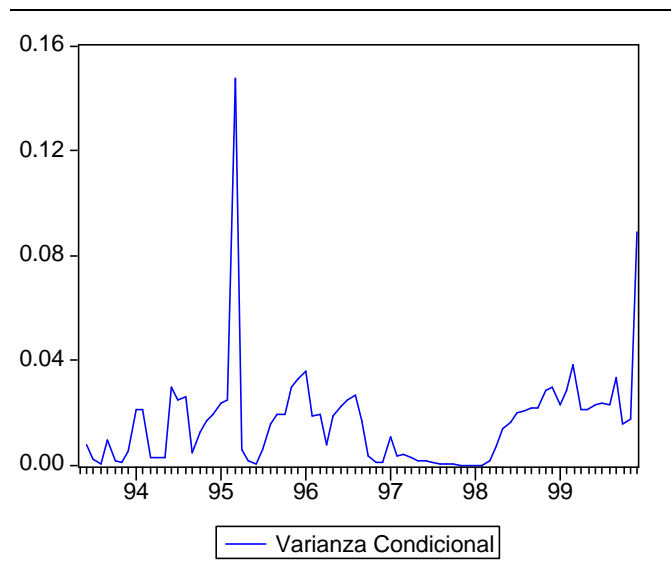
ELABORACION: Autores

A partir de estas curvas se puede apreciar la diferencia existente entre estos dos procesos; de ahí que el hecho de que no se haya podido modelar el sistema mediante un modelo simétrico, como un GARCH(1,1); sino que se haya tenido que recurrir a estructuras más complejas como las de un EGARCH(1,1) es un indicativo de lo compleja que era la situación de la economía ecuatoriana durante dicho periodo. Esto último será analizado extensamente en los siguientes párrafos; no obstante se debe recalcar que esta situación no es particular del mercado ecuatoriano, ya que existe evidencia empírica de otros mercados que presentaron un comportamiento similar a éste; más aún, según estudios realizados por Engle (1990) y Brenner (1996) se llegó a demostrar que las tasas de interés

presentan en la mayoría de los casos efectos de tipo asimétricos como el planteado anteriormente; de ahí que si dichos ratios caen, estos se tornarán menos volátiles.

Sin embargo, será necesario extender un poco más la explicación en lo que se refiere al por qué de esta situación, especialmente por las importantes implicaciones que dicho fenómeno pudo haber tenido durante ese periodo, no obstante, dicho análisis se lo realizará después de observar el comportamiento de la varianza condicional de la variable, generada a partir del modelo expuesto en la tabla 5.8.

Gráfico #5.6: Varianza incondicional de la tasa spot



ELABORACION: Autores

Finalmente de lo expuesto en los gráficos 5.4 y 5.6 se puede enunciar las siguientes afirmaciones respecto a su forma:

1. El hecho de que shocks positivos sobre el tipo de interés spot aumenten su volatilidad (y por ende la del mercado

financiero), se fundamenta en que durante el período de análisis existían factores como el riesgo cambiario, el riesgo inflacionario y el riesgo de crisis del sistema que hacían que los agentes se tornen renuentes a creer que aumentos en la tasa de interés spot significaban aumentos en el rendimiento de sus inversiones; sino que por el contrario lo veían como un indicativo de un posible aumento del riesgo de impago con respecto al monto inicial de sus aportaciones en el sistema.

2. Por otro lado, cuando se producían shocks negativos sobre el tipo de interés los agentes percibían que dicho riesgo de impago se estaba reduciendo y que las entidades financieras estaban logrando fortalecer su situación, pese a la crisis generalizada de la economía. En otras palabras, era una señal de que dichas instituciones necesitaban menos captaciones del público para cubrir sus necesidades inmediatas de liquidez, disminuyendo de esta manera la demanda de recursos y el precio de los mismos (tipo de interés).

Así de esta manera se sustenta la concordancia de los gráficos 5.4 y 5.6 respecto a la realidad que vivía el entorno financiero de dicha época.

CONCLUSIONES

En base a lo presentado en los capítulos precedentes, las conclusiones principales que se han encontrado en este trabajo son las siguientes:

1. La inflación en el Ecuador presenta tendencias no lineales significativas (con signo negativo) en su estructura, lo que deja entrever que los agentes económicos durante el período escogido poseían expectativas de una pronta reversión de cualquier proceso inflacionario de tipo ascendente. En otras palabras, en dicho periodo los agentes esperaban que cualquier shock positivo que afecte a la inflación se revierta con el tiempo y por ende confiaban en una pronta disminución de dicha inflación.

Para corroborar esto, se halló que el sistema que define el comportamiento de dicha variable es estacionario, lo cual invalida la posibilidad de la existencia de un proceso infinito de incremento de la tasa de crecimiento de los precios; posibilidad que a su vez es teóricamente improbable.

2. La persistencia de los efectos de las perturbaciones que afectaban al riesgo inflacionario durante el período de análisis era baja, además la memoria del proceso que definía el comportamiento de dicha volatilidad inflacionaria no se extendía mas allá de un período; situación que evidencia una alta participación de las autoridades monetarias, con medidas que tenían como objetivo primordial el control de la inflación

para evitar que cualquier tipo de perturbación prolongue sus efectos por más de un período (un mes).

3. Durante los 20 años de análisis nunca se pudo gozar de períodos extensos de estabilidad en lo que respecta a los niveles de riesgo inflacionario. Además, se pudo observar que año tras año los efectos de las distorsiones sobre la volatilidad de dicha variable, se iban incrementando, lo cual era una clara señal de una continua disminución de la confianza que los agentes privados tenían sobre el gobierno y las medidas que éste adoptaba.
4. Los resultados obtenidos de la relación de largo plazo entre la inflación esperada (π^e_t) y el tipo de interés nominal (i_t) en la economía ecuatoriana, evidencian que durante el período escogido un aumento (disminución) del 100% de la inflación esperada, generaba un aumento (disminución) del tipo de interés nominal aproximadamente, en una proporción del 43.9053%.

Reafirmando con esto lo expuesto por Mundell y Tobin, quienes afirmaban que el impacto de un aumento de la inflación esperada sobre el tipo de interés nominal, sería atenuado por una disminución (aumento) en el tipo de interés real, que en este caso vendría dado en un monto aproximado de 56.0947% de su valor, debido a un efecto provocado sobre la riqueza real de los agentes.

De lo anterior se puede afirmar, que la hipótesis de Fisher no lograba cumplirse en el Ecuador durante los últimos 20 años anteriores a la dolarización, puesto que el tipo de interés nominal no variaba en igual proporción de lo que lo hacía la inflación esperada.

5. La curva de estructura intertemporal de la tasa de interés generada a partir de la tasa de interés spot, muestra un comportamiento que admite la presencia de un proceso de reversión a la media. Dicho proceso vendría dado en gran parte por el fuerte control que el BCE aplicaba a esta variable (como instrumento de política), antes de la dolarización. Control mediante el cual, el gobierno lograba manejar la masa monetaria presente en la economía y mediante esto último controlar los fenómenos devaluatorios e inflacionarios de la época.

Asimismo, dicho efecto de reversión a la media era también responsable, de que la volatilidad de la tasa de interés spot disminuyera, a medida que la madurez o vencimiento de los instrumentos subyacentes al comportamiento de dicha variable aumentaba; esto ocurría debido a la certidumbre con respecto al comportamiento futuro de la variable, certidumbre que se deriva de la experiencia del comportamiento pasado de la variable en estudio.

6. En lo que se refiere a la volatilidad de la tasa de interés spot durante el periodo anterior a la dolarización, se pudo apreciar en su composición la presencia de efectos asimétricos los cuales afectaban el comportamiento de dicha volatilidad; de

ahí que se pudo comprobar que durante el periodo de análisis, shocks positivos sobre el tipo de interés spot generaban aumentos en la volatilidad de los tipos de interés y por ende la del mercado financiero.

Esta situación se fundamenta en el hecho de que durante dicho período existían factores tales como: el riesgo cambiario, el riesgo inflacionario y el riesgo de crisis del sistema que hacían que los agentes se tornen renuentes a creer que aumentos en la tasa de interés spot representaban aumentos en el rendimiento de sus inversiones; sino por el contrario veían esto como un indicativo de posibles aumentos del riesgo de impago con respecto al monto inicial de sus aportaciones, generando con esto aumentos en la renuencia por instrumentos a corto plazo por la correspondiente aversión al riesgo de los agentes.

Del mismo modo, se pudo observar, que cuando se producían shocks negativos sobre el tipo de interés los agentes percibían que dicho riesgo de impago se estaba reduciendo y que las entidades financieras y el Sistema Financiero en sí, estaban logrando fortalecerse.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Backus, D., Foresi, S., C. Telmer (1998), "Discrete Time Models of Bond Pricing", New York University, Stern.

Bai, J. y P. Perron (1998), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". Massachusetts Institute of Technology. Boston.

Bierens, H. (1997), "Testing the Unit Root with Drift Hypothesis Against Non-Linear Trend Stationarity, with an Application to the US Price Level and Interest Rate", Journal of Econometrics, 81, 29– 64

Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity". Journal of Econometrics, 31, 307 – 27.

Bollerslev T., Chou R. y K. Kroner (1992), "ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence". Journal of Econometrics, 52, 5 – 59.

Brenner R., Harjes R. y K. Kroner (1996), "Another Look at Models of the Short Term Interest Rate". Journal of Financial Quantitative Analysis, 31, 85 – 107.

Brigo D. y F. Mercurio (2001), "Interest Rates Models (Theory and Practice)", Berlin, Springer.

Carvalho, N. (1999), "Inflation, Inflation Uncertainty and the Interest Rate in Brazil", Money Affairs, 73 -94.

Cox, J., Ingersoll, J. y S. Ross (1985), "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", Econometrica, 53, 385 – 407.

Crowder, W. y D. Hoffman (1996), "The Long Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, 102 – 18.

Dickey, D. y W. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427 – 31.

Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation". *Econometrica*, 50, 987 – 1007.

Engle, R., Ng, V. y M. Rothschild (1990), "Asset Pricing with a Factor ARCH Covariance Structure". *Journal of Econometrics*, 45, 235-7.

Engle, R. y V. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility". *Journal of Finance*, 48, 1749 – 78.

Evans, M. y K. Lewis (1995), "Do Expected Shifts in Inflation Affect Estimates of the Long Run Fisher Relation?", *Journal of Finance*, 50, 225 – 53.

Fama, E. (1975), "Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation", *American Economic Review*, 65, 269 – 82.

Fama, E. y G. Schwert (1977), "Asset Return and Inflation", *Journal of Financial Economics*, 5, 115 – 46.

Fisher, I. (1907), "The Rate of Interest", New York, Macmillan.

Hansen, B. (1990). "A Powerful Simple Test for Cointegrating Using Cochrane – Orcutt". University of Rochester. Mimeo.

Hull J. (2000), "Options, futures & Other Derivatives", Toronto, Prentice-Hall Inc.

Jackson M. y M. Staunton (2001), "Advanced Modeling in Finance using Excel and VBA", New York, John Wiley & Sons, Ltd.

James J. y N. Webber (2000), "Interest Rate Modeling", New York, John Wiley & Sons, Ltd.

Klebaner, F. (1998), "Introduction to Stochastic Calculus with Applications", Singapore, Imperial College Press.

Levi, M. y J. Makin (1978), "Anticipated Inflation and Interest Rates: Further interpretation of Findings on the Fisher Equation", American Economic Review, 68, 801 – 12.

Mishkin, F (1992) "Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rate", Journal of Monetary Economics, 30, 195 – 215.

Mundell R. (1963), "Inflation and Real Interest", The Journal of Political Economy, LXXI, 3, 280-283.

Nelson, D. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach". Econometrica, 59, 347 – 70.

Parisi, F. (1998), "Tasas de Interés Nominal de Corto Plazo en Chile: Una Comparación Empírica de sus Modelos", Cuadernos de Economía, 105, 161 – 82.

Perron P. (1989). "The Great Crash, The Oil Prices Shock, and the Unit Root Hypothesis", Econometrica, 57, 1361 – 401.

Phillips, P. y P. Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", Biometrika, 75, 335 – 46.

Phillips, P. y S. Ouliaris (1990). "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration". *Econometrica*, 58, 165 – 93.

The Theory of Interest Rates, Edited by F. H. Hahn and F. P. R. Brechling, 1970, Londres, MacMillan & Co. Ltd.

Real Interest Rates: Movements and Determinants, Julio 2001, Deutsche Bundesbank Monthly Report.

Tobin, J. (1965), "Money and Economic Growth", *Econometrica*, 33, 671 – 84.

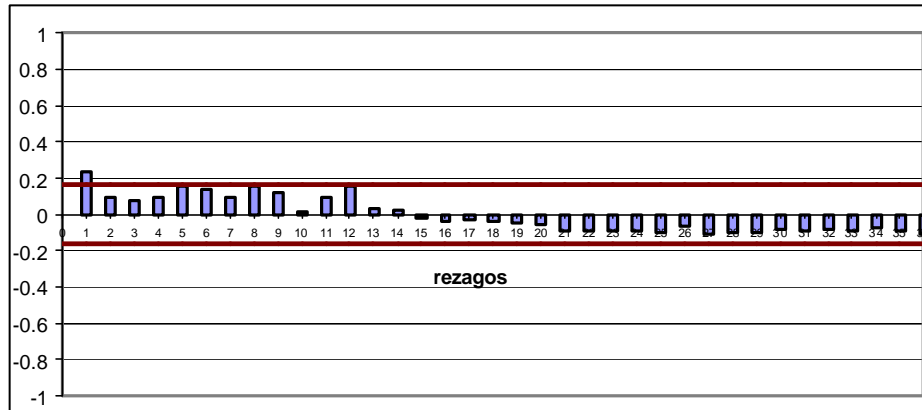
Vasicek, O. (1977), "An Equilibrium Characterization of the Term Structure". *Journal of Financial Economics*, 5, 177– 88.

Wilmott P. (1999), "Quantitative Finance" Vol. I y II, Londres, John Wiley & Sons, Ltd.

Zivot, E. y D. Andrews (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251 – 70.

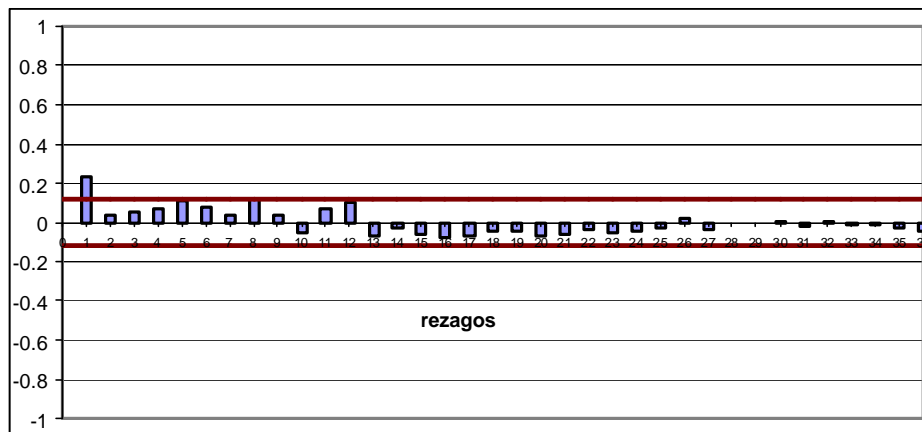
ANEXO #1

Correlograma de autocorrelación simple de los residuos cuadrados de la inflación



ELABORACION: Autores

Correlograma de autocorrelación parcial de los residuos cuadrados de la inflación



ELABORACION: Autores

ANEXO #2

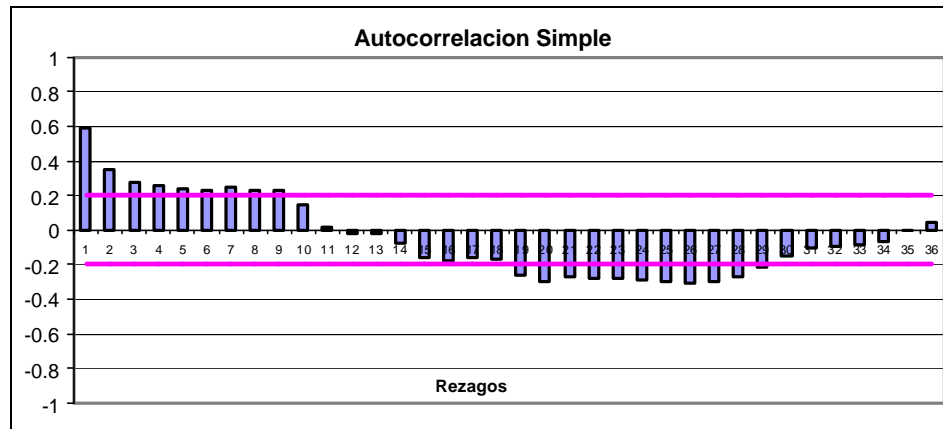
Raíces del modelo obtenido para la inflación y el riesgo inflacionario

#	EIGENVALORES	MÓDULO
1	0.84	0.84
2	$0.73 + 0.40i$	0.832406151
3	$0.43 + 0.70i$	0.821522976
4	$0.03 + 0.82i$	0.820548597
5	$-0.37 - 0.72i$	0.809506022
6	$-0.66 + 0.44i$	0.793221281
7	$-0.76 + 0.09i$	0.765310395
8	$0.79 - 0.21i$	0.817435013
9	$0.59 + 0.58i$	0.827345152
10	$0.23 - 0.79i$	0.822800097
11	$-0.17 + 0.79i$	0.808084154
12	$-0.53 + 0.60i$	0.800562302
13	$-0.73 + 0.26i$	0.774919351
14	$0.79 + 0.21i$	0.817435013
15	$0.59 - 0.58i$	0.827345152
16	$0.23 + 0.79i$	0.822800097
17	$-0.17 - 0.79i$	0.808084154
18	$-0.53 - 0.60i$	0.800562302
19	$-0.73 - 0.26i$	0.774919351
20	$0.73 - 0.40i$	0.832406151
21	$0.43 - 0.70i$	0.821522976
22	$0.03 - 0.82i$	0.820548597
23	$-0.37 + 0.72i$	0.809506022
24	$-0.66 - 0.44i$	0.793221281
25	$-0.76 - 0.09i$	0.765310395

ELABORACION: Autores

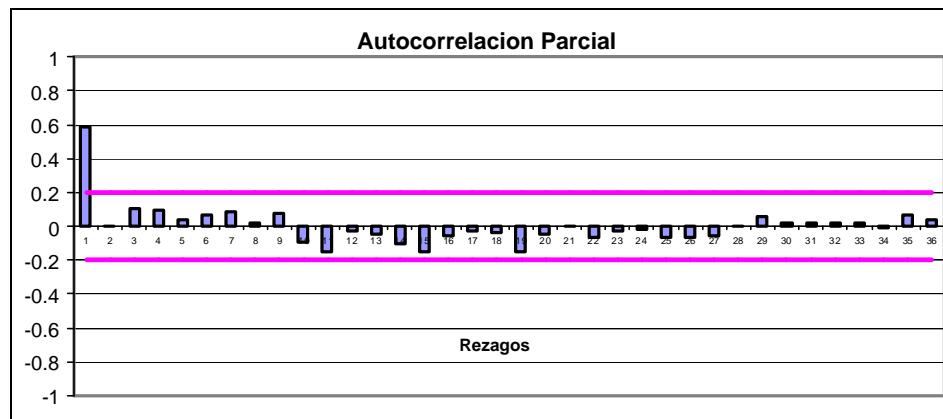
ANEXO #3

Correlograma de autocorrelación simple de los residuos de la tasa spot



ELABORACION: Autores

Correlograma de autocorrelación parcial de los residuos de la tasa spot



ELABORACION: Autores

ANEXO #4

Razones para el aumento de la preferencia y de la demanda de instrumentos (bonos) de largo plazo:

- Perspectivas pesimistas de la economía por parte de los agentes.
- Una alta aversión al riesgo y una alta posibilidad de riesgo de pérdidas a corto plazo.
- Deficiencia en las acciones gubernamentales para estabilizar la economía.
- Inestabilidad política y un deficiente sistema de protección a los acreedores.

Causas principales para la reducción de la preferencia y de la demanda de instrumentos (bonos) a corto plazo:

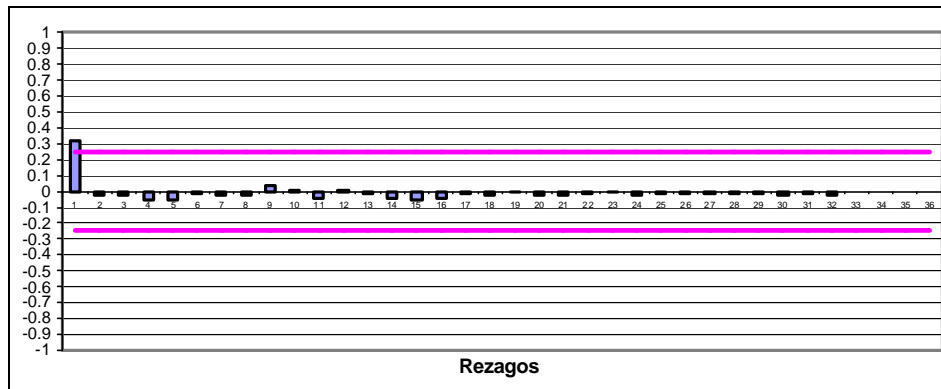
- Reducción en el nivel total de ingreso y producción de la economía.
- Incremento del atractivo en lo que respecta a oportunidades de consumo (niveles altos de inflación, preferencia por mantener el valor del dinero mediante la compra inmediata de activos, o el consumo provisorio para evitar la depreciación del valor del dinero).
- Aumento de la probabilidad de incrementos en los niveles inflacionarios a corto plazo (inflación esperada o percibida).
- Pánico financiero y precariedad en lo que respecta a las condiciones del mercado de deuda (colapso del mercado de deuda).
- Expectativas de una inminente reducción del precio de la deuda.

- Pesimismo con respecto al desarrollo del futuro económico.
- Colapso de un cercano episodio especulativo, que envuelve negligencia en el uso de instrumentos altamente líquidos, lo cual pudo atacar al valor real de los mismos (este último encaja con el episodio especulativo que devaluó el sucre en un alto porcentaje para 1999).

Extraído de: *The interest rate structure* – J. M. Culbertson artículo incluido en el libro: *The Theory of Interest Rates* (1970); *Pág. 173–205 Cap. 10*

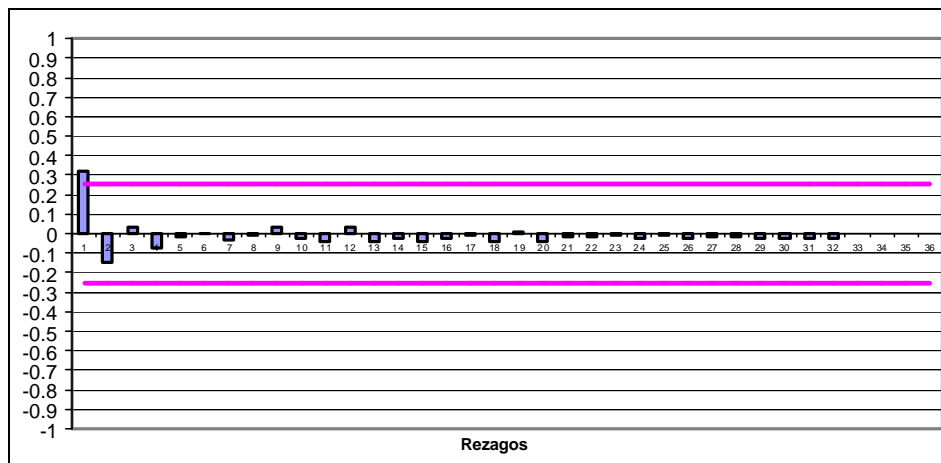
ANEXO #5

Correlograma de autocorrelación simple de los residuos cuadrados de la tasa spot



ELABORACION: Autores

Correlograma de autocorrelación parcial de los residuos cuadrados de la tasa spot



ELABORACION: Autores