ESCUELA SUPERIOR POLITECNICA DEL LITORAL

Instituto de Ciencias Matemáticas

Ingeniería en Estadística Informática

"LA VELOCIDAD DE CIRCULACIÓN DEL DINERO EN EL ECUADOR"

TESIS DE GRADO

Previa a la obtención del título de:

INGENIERO EN ESTADÍSTICA INFORMÁTICA

Presentada por:

José Luis Moncayo Carrera

GUAYAQUIL-ECUADOR

AÑO 2003

DEDICATORIA

La presente tesis esta dedicada a Jehová Dios, por el amor que me ha manifestado.

A Norma mi querida madre por todo su apoyo durante toda mi vida.

AGRADECIMIENTOS

Un especial agradecimiento a mis hermanos por su paciencia, a Iliana Rosero, a Viviana Suntaxi y al Ec. Manuel González por su total apoyo durante la elaboración de la presente tesis. A todas las personas que colaboraron conmigo de alguna forma y contribuyeron al feliz término del presente trabajo, a todos ellos GRACIAS.

TRIBUNAL DE GRADO

MAT. JORGE MEDINA

DIRECTOR DEL ICM

MSC. MANUEL GONZÁLEZ

DIRECTOR DE TESIS

ING. PATRICIA VALDIVIEZO

VALENZUELA

VOCAL

ECON. MARIA ELENA

ROMERO

VOCAL

DECLARACIÓN EXPRESA

"La responsabilidad del contenido de esta Tesis de Grado, me corresponde exclusivamente; y el patrimonio intelectual de la misma a la ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL"

JOSE LUIS MONCAYO CARRERA

INDICE DE GRAFICOS

INDICE DE CUADROS

RESUMEN

El presente documento tiene como objetivo, presentar la aplicación de técnicas econométricas en la economía ecuatoriana, para esto se utilizó tres variables, a saber: Velocidad de Circulación de Dinero, PIB Real (año base 1975) y Tasas de Interés.

A estas series se les realizó un análisis de cointegración empleando el test de Johansen para saber si existen ecuaciones de cointegración y el método de Engle-Granger para estimar los parámetros, además se estimó un modelo de corrección de errores para la primera ecuación de cointegración.

De todo este análisis se pudo concluir que los supuestos teóricos son congruentes con las estimaciones realizadas en este trabajo y que las técnicas econométricas son aplicables a la economía ecuatoriana en este caso.

El capítulo I presenta el marco teórico de la investigación , así como la metodología a utilizar.

El capítulo II muestra un análisis de cada una de las variables de interés ya mencionadas.

En la tercera parte se realiza las estimaciones y el análisis de los resultados presentados en la tesis.

TERMINOLOGÍA

VCD: Velocidad de Circulación de Dinero.

M1: Billetes y monedas en circulación mas los depósitos a la vista.

M2: M1 mas cuasidinero.

IPC: Indice de Precios al Consumidor.

PIB: Producto Interno Bruto.

V: Velocidad.

M: Agregado Monetario

P: Nivel de Precios.

Y: Ingreso.

PP: Test de Phillips y Perron.

ADF: Test de Dickey Fuller Aumentado.

VCE: Vector de Corrección de Errores.

ÍNDICE GENERAL

INTRODUCCIÓN

Actualmente el mundo entero utiliza el dinero para todo ámbito de su vida, tanto así que la economía de los países o de los hogares depende en gran medida del trato que se le de a este bien, debido a esto vale la pena estudiar algunas propiedades del dinero. Una de estas propiedades es la Velocidad de Circulación del mismo; la cual consiste en el número de veces que una unidad monetaria circula en el mercado.

Esta propiedad principalmente se deriva de la ecuación de la teoría cuantitativa del dinero, pero existen otras expresiones que ayudan a explicar a la Velocidad de Circulación de este bien. Este trabajo consiste en deducir una ecuación que aproxime a esta variable y demostrar que es significativa en la economía ecuatoriana.

Este tópico no ha sido tratado anteriormente en alguna investigación, y el objetivo de realizarlo ahora es desarrollar la aplicación de las técnicas econométricas y estadísticas a datos reales de la economía ecuatoriana y así comparar los resultados obtenidos con lo que realmente sucede, esto es, notar si los datos son congruentes.

Anteriormente se ha realizado investigaciones referentes a la Velocidad de Circulación de Dinero en otros países. José Liquitaya y Manuel Álvarez (1998) realizaron una investigación en México, en la cual presentaron un análisis de cointegración, mediante ese documento se obtuvo una ecuación de la Velocidad del Dinero que depende del ingreso real y las tasas de interés; de donde se obtuvo resultados deseados y consistentes con otras investigaciones relacionadas con este tópico.

Existe otra investigación en España realizada por A. Carreras (2002); en la cual se hizo un análisis exhaustivo de la serie en relación con otras variables económicas, ya sea a largo y corto plazo, se logró encontrar relaciones entre el comportamiento de las series a largo y corto plazo.

El trabajo que se presenta a continuación esta dividido en tres partes: En la primera parte se da una descripción de cada variable a utilizar y se encuentra un modelo que explica a la variable de estudio (Velocidad de Circulación de Dinero), además se explica las técnicas econométricas a utilizar y su metodología.

El Capítulo II presenta un análisis univariado de las principales variables tales como: Velocidad de Circulación de Dinero, PIB Real y Tasas de Interés. Para dicho análisis se utilizo algunos gráficos, además de algunos estadísticos y técnicas econométricas, obteniéndose así un completo análisis.

El Capítulo III realiza el estudio de las variables en conjunto, es decir, una síntesis multivariada y presenta un análisis de cointegración, utilizando la ecuación deducida en el Capítulo I; para esto se utilizaron algunos procedimientos como: el test de Johansen, el modelo de corrección de errores, etc.

Las conclusiones obtenidas son confiables y están en armonía con los supuestos iniciales. Cada capítulo presenta un análisis detallado de los pasos necesarios para la investigación y permite observar la aplicación de las técnicas desarrolladas con los datos reales.

CAPITULO 1

1. Marco Teórico y Metodología de Estimaciones Econométricas.

La Velocidad de Circulación del Dinero (VCD) es una magnitud de referencia básica para instrumentar la política macroeconómica. En efecto, si se puede pronosticar su comportamiento futuro es posible, dadas ciertas condiciones predecir el nivel del ingreso nominal. Además el análisis de esta variable constituye una forma opcional al examen de la demanda de dinero.

Este capítulo presentará las definiciones de algunas variables económicas que ayudarán a cumplir con los objetivos de estudio, además se formulará un modelo teórico que explique la VCD, al cual se le realizará el análisis correspondiente empleando técnicas econométricas y estadísticas.

La metodología que se empleará corresponde a la econometría moderna, aplicando principalmente el análisis de cointegración y el modelo de corrección de errores.

1.1. Teoría Económica

Dinero: Puede definirse como dinero a: "Cualquier mercancía u objeto que es socialmente aceptado como medio de pago o como un activo financiero que puede utilizarse directamente para comprar bienes".

El dinero es el principal activo financiero, puesto que posee tres características deseables que ningún otro activo financiero ofrece; las cuales son:

- Medio de Cambio: El dinero es aceptado generalmente a cambio de bienes y servicios, antes de que exista el dinero era necesario intercambiar un producto por otro similar, lo que se conoce como trueque; pero con este sistema se requería que exista una doble coincidencia de deseos, lo que implicaba que ambas partes estuvieren necesitando exactamente lo que el otro le ofrece. El uso de dinero garantiza que haya una doble coincidencia de deseos ya que las personas que poseen algo que vender siempre aceptarán dinero a cambio de ese bien.
- Unidad de Cuenta: Todas las personas que deseen vender un bien o servicio, cotizan su precio en unidades de dinero no en función de otros bienes o servicios.
- Reserva de Valor: Si alguien recibe dinero a cambio de bienes o servicios, no tiene la necesidad de gastarlo inmediatamente por temor

a que pierda su valor; ya que el valor del dinero se mantiene, salvo que exista un período de alta inflación.

Existen varias medidas alternativas de dinero, estas son conocidas con el nombre de agregados monetarios y usualmente se definen con la letra M seguido con un número. Este número mide la facilidad para convertir los componentes de un agregado monetario en circulante. Cuánto más grande sea dicho número, más difícil será convertir el agregado monetario en circulante. Las dos principales medidas de dinero se conocen como: M1 y M2. El agregado M1 corresponde a los billetes y monedas en circulación más los depósitos a la vista (dinero que se encuentra depositado en cuentas corrientes).

El M2 Es un agregado monetario formado por los billetes y monedas en circulación, los depósitos a la vista y el cuasidinero; en otras palabras el M2 es la suma del M1 mas el cuasidinero.

Índice de Precios al Consumidor (IPC): El IPC o índice de precios al consumidor, corresponde al acumulado de las variaciones promedio de los precios de los bienes y servicios consumidos por los hogares de un país. Técnicamente el IPC es un índice de canasta fija, correspondiente a un periodo base en el tiempo, construido sobre una variante de los índices tipo Laspeyres, que permite el seguimiento de precios, según evolucione o cambie el gasto de consumo de los hogares, por lo que se constituye también en un índice de la inflación y de carácter coyuntural.

PIB: Si se obtiene el producto entre un bien final producido en un período de tiempo y su respectivo precio corriente o contemporáneo, el resultado sería el nivel de producción de dicho bien. Si se realiza esta operación con todos los bienes finales y se los suma, se obtendrá lo que se conoce como el **PIB Nominal**; además si se realiza la misma operación pero con los precios constantes tomados de un año específico llamado año base se obtiene el llamado **PIB Real**, en este trabajo los datos correspondientes al PIB Real tienen como año base a 1975.

Velocidad de Circulación del Dinero: La Velocidad de Circulación es el número promedio de veces que se usa un dólar para comprar bienes y servicios finales en un período específico de tiempo, haciendo las veces de multiplicador.

Para calcular la velocidad de circulación del dinero de un país basta con determinar el cociente entre el PIB nominal (PIBn) y la cantidad de dinero o agregado monetario (puede ser la base monetaria, M1, M2, etc.), en este estudio se seleccionó el M1; por lo que la velocidad de circulación del dinero queda expresada de la siguiente manera:

$$V = \frac{PIBn}{M1} \qquad (1.1)$$

La formulación y análisis de la velocidad del dinero (V) se fundamenta en la teoría cuantitativa del dinero, en la clásica ecuación de cambio de Fischer que se explica a continuación.

Sea P: el nivel de Precios Reales (en este caso IPC); Y: el PIB Real; M: el agregado monetario (M1) y V: la velocidad de circulación de dinero. Entonces se puede decir que:

$$MV = PY \qquad (1.2)$$

A partir de la ecuación (1.2), la velocidad de circulación del dinero (V) puede expresarse de la siguiente forma:

$$V = \frac{PY}{M} \qquad (1.3)$$

Por lo tanto la Velocidad de Circulación de Dinero queda en función de: los Precios Reales (IPC), el Ingreso Real (Y) y el Agregado Monetario (M1).

Modelo Teórico para la Velocidad de Circulación del Dinero: Como ya se explicó, la formulación y análisis de la velocidad de circulación de dinero se desprende de la clásica ecuación de cambio de I. Fischer y resolviendo en términos de V, esta variable queda expresada según la ecuación (1.3).

Para establecer la ecuación fundamental es necesario definir la función de demanda de saldos monetarios nominales con base en la especificación de Cagan (1956), quien plantea la demanda de la siguiente manera

$$M = \left(Y^{b} e^{-cR}\right)P \qquad (1.4)$$

La constante e denota la función exponencial, la tasa de interés está denotado por R y las demás variables de (1.4) continúan con la definición dada anteriormente.

A fin de linealizar el modelo (1.4), puede expresárselo en términos de sus logaritmos, según como sigue:

$$Ln(M_t) = bLn(Y_t) - cR + Ln(P_t) \qquad (1.5)$$

Cabe indicar que al resolver la regresión (1.5) el nivel de explicación del modelo es de 99%, donde las tres variables aportan de manera significativa la determinación del modelo[1], lo que muestra que para simplificar la expresión de la Velocidad (V) se puede reemplazar la ecuación (1.4) en la ecuación (1.3) obteniéndose lo siguiente:

$$V = \frac{P*Y}{M} = \frac{P*Y}{\left(Y^{b}e^{-cR}\right)P} \qquad (1.6)$$

$$V = Y^{1-b}e^{cR} \qquad (1.7)$$

Al aplicar logaritmos naturales a ambos lados de la ecuación (1.7), su representación se simplifica tal como lo indica la ecuación (1.8):

$$v_t = (1-b)y_t + cR_t \qquad (1.8)$$

Donde las letras minúsculas denotan los logaritmos naturales de las respectivas variables expresadas en mayúsculas. La ecuación (1.8) presenta a la velocidad de circulación del dinero en función del ingreso

[1] Véase el anexo A1 donde se presenta los resultados de la regresión (1.5) con su respectivo análisis

nacional real y_t, y del costo de mantener dinero en efectivo, medido por la tasa de interés R_t. La proporción en que el ingreso real afecta a v_t depende de la elasticidad del ingreso de la demanda de dinero. La teoría postula que ésta es igual a la unidad $(b = 1)$, lo que implicaría que los cambios en el ingreso real no afectan a v_t. No obstante, si dicha elasticidad es menor a la unidad ($0 < b < 1$), se tendría que v_t se eleva al aumentar el ingreso real. Respecto a R_t, un incremento de ésta hace que disminuya la demanda de saldos reales y, por ende, aumente v_t.

Sin embargo, la evidencia observada en varios países[2] permite establecer que la elasticidad o la semielasticidad de la demanda de saldos reales respecto a la tasa de interés es baja (resultando en algunos casos estadísticamente no significativa), por lo cual se puede esperar que $0 < c < 1$; en este caso **c** es el estimador de la semielasticidad de la velocidad de circulación del dinero respecto a la tasa de interés; por tanto, estima los cambios porcentuales en v_t originados por las variaciones absolutas en R_t.

Desde un punto de vista econométrico, se asume el axioma de especificación correcta, en el que las series económicas son no aleatorias

[2] Véase Laidler, (1987), "La demanda de dinero", España, Antoni Bosh, segunda edición revisada; Macesich y H. L. Tsai (1982), "Money in Economic Systems", Praeger Publishers, Nueva York , además Galindo y Perrotini, 1996, México

y sólo el término error contiene propiedades estadísticas. Sin embargo, la metodología econométrica moderna reconoce que las propias series económicas contienen propiedades estocásticas, y este hecho debe traer consigo el empleo de diversos métodos y aplicaciones según un marco más general, los cuales serán explicados en la siguiente sección.

1.2. Metodología

El estudio de variables definidas en la sección anterior consiste en un análisis de tipo econométrico, este análisis es de dos tipos: univariado y multivariado, la metodología de cada una de estas técnicas será explicada a continuación:

Univariado: Se puede comenzar definiendo un Proceso Estocástico como una sucesión de variables aleatorias $\{y_t\}$, donde $t \in Z$.

Se dice que un proceso estocástico y_t es estacionario si para toda m tupla $(t_1, t_2, \ldots, t_m)$ y todo entero k el vector de variables $(y_{t_1}, y_{t_2}, \ldots, y_{t_m})$ tiene la misma distribución de probabilidad conjunta que el vector $(y_{t_1+k}, y_{t_2+k}, \ldots, y_{t_m+k})$. En otras palabras: la media y la varianza de la serie debe ser constantes; es decir, $E[y_t] = \mu$ y $Var[y_t] = \sigma^2$; así como también la covarianza entre los retardos de la serie debe ser igual a $Cov[y_t, y_{t-j}] = \delta_j \quad \forall j \neq 0$. Esto hace que la serie se mantenga estable o convergente a través del tiempo y no se comporte de manera impredecible.

Un ejemplo típico de una serie estacionaria es el ruido blanco, el cual es una sucesión de variables aleatorias con media cero e igual varianza, e independientes en el tiempo; así como también entre las series estacionarias se puede considerar a la serie autorregresiva de orden p denotada por $AR(p)$ y cuyo modelo se lo representa como:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \ldots + \beta_p Y_{t-p} + u_i \qquad (1.9)$$

Donde u_t ruido blanco.

La serie no estacionara más conocida es paseo aleatorio (random walk) que está representada de la siguiente manera:

$$y_t = y_{t-1} + u_t \qquad u_t \to N\left(0, \sigma^2\right) \qquad (1.10)$$

De igual forma u_t es ruido blanco.

En la mayoría de los análisis econométricos es necesario conocer si una serie es o no estacionaria, para ello existen test que ayudan a resolver estadísticamente estos tipos de contrastes, estos son los test de raíces unitarias, siendo los más conocidos el test de Dickey–Fuller Aumentado o ADF (1979) y el test de Phillips–Perron o PP (1988.) Perron (1988) demostró que en el caso de que existan quiebres en una serie que de otro modo es estacionaria en tendencia, los test de raíces unitarias tiende a no rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria cuando en realidad esta no está presente; Es decir, hay un error tipo 2 en el contraste, tal es el caso del test ADF; por aquello en este trabajo se utilizará el test de PP para contrastar la estacionariedad de las series, cuya metodología se explica a continuación.

1.2.1 Test de Phillips Perron (PP)

Con el objetivo de determinar la estacionariedad de una serie temporal y_t, PP (1988) planteó el siguiente modelo:

$$y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1.11)$$

Donde α y δ son los parámetros de la regresión (1.11) y ε_t es un ruido blanco; De esta ecuación se puede deducir lo siguiente[3]:

$$y_t - \delta y_{t-1} = \alpha + \varepsilon_t \qquad (1.12)$$

$$(1 - \delta L)y_t = \alpha + \varepsilon_t \qquad (1.13)$$

$$y_t = \frac{\alpha + \varepsilon_t}{1 - \delta L} \qquad (1.14)$$

De la ecuación (1.14), se concluye que:

$$y_t = \frac{\alpha}{1 - \delta L} + \frac{\varepsilon_t}{1 - \delta L} \qquad (1.15)$$

[3] Se conoce que: $Ly_t = y_{t-1}, L^2 y_t = y_{t-2}, \ldots, L^s y_t = y_{t-s}$

Con la resolución realizada la ecuación (1.11) queda finalmente como[4]:

$$y_t = \frac{\alpha}{1-\delta} + \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i \varepsilon_{t-i} \qquad (1.16)$$

Si se calcula la varianza de y_t, según la ecuación (1.16) queda $\frac{\text{VAR}(\varepsilon_t)}{1-\delta^2}$; Esto indica que la varianza de y_t es finita sí y solo sí $|\delta| < 1$, Por lo tanto; y_t es una serie estacionaria si $-1 < \delta < 1$, pero si $\delta = 1$ entonces y_t no es estacionaria. Lo siguiente que Phillips Perron (1988) proponen es restar a cada lado de la ecuación y_{t-1} de tal manera que quede:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (1.17)$$

Con $\beta = \delta - 1$.

Con esta última expresión (1.17) el contraste de hipótesis apropiado para probar estacionariedad sería:

$$\begin{aligned} &Ho: \beta = 0 \\ &Vs. \\ &Ha: \beta < 0 \end{aligned}$$

[4] $\frac{x_t}{1-\beta L} = 1 + \beta L + \beta^2 L^2 + .\beta^3 L^3 + \ldots$, siendo x_t una variable aleatoria y $|\beta|<1$

Cabe recalcar que Ho indica que la serie y_t es un camino aleatorio, por lo que si se diferencia se hará estacionaria, por otro lado Ha indica estacionariedad, ya sea con constante o con tendencia.

Algo que se puede recalcar es que en los dos test de raíces unitarias mencionados (ADF y PP), los estadísticos no siguen una distribución t de Student, entonces no se recomendaría evaluar los resultados del test con esta distribución. MacKinnon (1991) simuló valores críticos para un gran número de tamaños de muestras, creando una tabla que reporta los valores críticos válidos para estas dos pruebas de estacionariedad; por lo tanto las conclusiones de los test de raíces unitarias se resolverán utilizando la tabla de MacKinnon.

Una vez que se ha revisado el concepto de estacionariedad, se puede introducir como definición al orden de integración de una serie.

El Orden de Integración es el número de veces necesarias que debe ser diferenciada una serie no estacionaria para que se convierta en estacionaria, se denota como I(d); siendo d es el orden de integración.

Hasta ahora se ha presentado información referente al análisis univariado, pero como ya se mencionó, este trabajo realizará análisis utilizando métodos y estimaciones multivariadas para lo cual es necesario introducir otras definiciones.

Multivariado: Si se formula un sistema dinámico de ecuaciones AR(p), donde las variables están en función de sus propios retardos y los rezagos de todas las variables involucradas en el sistema se tiene el siguiente modelo:

$$Y_{1t} = m_1 + a_{11}Y_{1,t-1} + b_{11}Y_{1,t-2} + \ldots + c_{1p}Y_{1,t-p} + a_{12}Y_{2,t-1} + b_{12}Y_{2,t-2} + \ldots + c_{1p}Y_{n,t-p} + u_{1t}$$

$$Y_{2t} = m_2 + a_{21}Y_{1,t-1} + b_{21}Y_{1,t-2} + \ldots + c_{2p}Y_{1,t-p} + a_{22}Y_{2,t-1} + b_{22}Y_{2,t-2} + \ldots + c_{2p}Y_{n,t-p} + u_{2t}$$

$$\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots$$

$$Y_{nt} = m_n + a_{n1}Y_{1,t-1} + b_{n1}Y_{1,t-2} + \ldots + c_{np}Y_{1,t-p} + a_{n2}Y_{2,t-1} + b_{n2}Y_{2,t-2} + \ldots + c_{np}Y_{n,t-p} + u_{nt}$$

(1.18)

Sea $Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, \ldots Y_{nt}]'$ un vector de variables, $M_t = [m_1, m_2, \ldots, m_n]'$ el vector de constantes y $e_t = [u_{1t}, u_{2t}, \ldots u_{nt}]'$ un vector que contiene variables ruido blanco; todos en $\Re^n$ y $A_1, A_2, \ldots, A_p$ p matrices de coeficientes de dimensión $n \times n$. Entonces el modelo (1.18) expresado en forma matricial esta dado por la siguiente expresión:

$$Y_t = m + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \ldots + A_p y_{t-p} + \in_t \qquad (1.19)$$

Siendo los A_i son matrices $k \times k$ de coeficientes, m un vector en $\Re^k$ de constantes y $\in_t$ es un vector ruido blanco con las siguientes propiedades:

$$E[\in_t] = \bar{0}\,,\ \forall t \qquad \text{y} \qquad E[\in_t \in_s'] = \begin{cases} \Omega, s = t \\ 0, s \neq t \end{cases} \qquad (1.20)$$

La matriz de varianzas y covarianzas de los residuos es denotada por Ω y se asume como positiva definida.

Las condiciones para que el sistema de series autorregresivas siga un proceso VAR son las siguientes:

- El sistema debe ser estacionario.
- Los residuos deben seguir un proceso ruido blanco.

Con el propósito de verificar estas condiciones es necesario seguir los siguientes pasos:

I. Para verificar si el VAR es estacionario se debe probar si el sistema en conjunto lo es, para ello se puede escribir modelo (1.19) expresado en desviaciones de medias, el cual queda:

$$Y_t - M = A_1(Y_{t-1} - M) + A_2(Y_{t-2} - M) + \ldots + A_p(Y_{t-p} - M) + \varepsilon_t \qquad (1.21)$$

Y sea:

$$\xi_t = \begin{bmatrix} Y_t - M \\ Y_{t-1} - M \\ \\ Y_{-p+1t} - M \end{bmatrix} \qquad F\begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \ldots. & A_p \\ I_n & 0 & \ldots & 0 \\ \ldots & I_n & \ldots & .. \\ 0 & \ldots & I_n & 0 \end{bmatrix} \qquad \upsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \ldots \\ 0 \end{bmatrix}$$

Una vez definidos los vectores arriba descritos se puede escribir el sistema autorregresivo de la siguiente manera:

$$\xi_t = F\xi_{t-1} + \upsilon_t \qquad (1.22)$$

Si se Hace reemplazos sucesivos en ξ_t y se lleva S periodos adelante a la ecuación (1.22), se tiene:

$$\xi_{t+s} = \upsilon_{t+s} + F\upsilon_{t+s-1} + F^2\upsilon_{t+s-2} + \ldots + F^{S-1}\upsilon_{t+1} + F^S\xi_t \qquad (1.23)$$

Para que el sistema (1.23) sea estacionario, es necesario que el vector de variables ξ , al largo tiempo no este en función de sus valores del pasado, eso hace que la matriz F converja a cero; es decir, para determinar la estacionariedad del sistema autorregresivo basta con probar que los valores propios de la matriz F se encuentren dentro del circulo unitario.

II. Determinar cuál es el orden óptimo de rezagos y calcular el VAR con dicho orden; para esto es necesario utilizar los criterios de: Akaike y Shwartz. Estos métodos consisten en calcular el VAR con diferentes números de rezagos de selección, el VAR con el menor valor del criterio seleccionado es el VAR óptimo. Adicionalmente se deberá comprobar el supuesto de los residuos.

III. Una vez calculado el VAR, se debe extraer los residuos del mismo, y someterlos al análisis correspondiente para verificar si estos son ruido blanco; es decir, que tengan esperanza igual a cero, varianza constante y que los residuos no estén autocorrelacionados. En cuanto al cumplimiento de condiciones para la media y varianza se puede aplicar los métodos tradicionales, para probar el supuesto de los residuos se utilizara el test de Máxima Verosimilitud, cuya metodología se la explica a continuación:

Suponga un VAR de orden p_1 y se desea testear la hipótesis que el orden es $p_0 < p_1$; además, sea: T el número de observaciones, Ω_0 y Ω_1 las matrices de varianzas y covarianzas de los residuos derivados de la estimación del modelo con p_0 y p_1 rezagos respectivamente, entonces para el desarrollo de este contraste se utiliza el test de Máxima Verosimilitud que está dado por:

$$LR = T\left(\ln|\Omega_0| - \ln|\Omega_1|\right) \qquad (1.24)$$

Hay que notar que el estadístico LR tiene una distribución Chi-Cuadrado con $n^2(p_1 - p_0)$ grados de libertad.

Por lo tanto, lo primero que debe hacerse es tratar al vector de residuos ya obtenidos como un VAR de lo que resulta la siguiente expresión:

$$\in_t = \Psi_1 \in_{t-1} + \Psi_2 \in_{t-2} + \ldots + \Psi_p \in_{t-p} + \xi_t \qquad (1.25)$$

Como se presenta en la ecuación (1.25) se construye una regresión del residuo del tiempo t expresado en términos de sus valores históricos o pasados.

Lo que se desea demostrar es que los residuos no están correlacionados, para lograr esto se puede ayudar con la ecuación (1.25) y al emplear el test de Máxima Verosimilitud, debería dar como resultado que el número óptimo de rezagos es cero.

El problema que tiene el criterio de Máxima Verosimilitud es que mientras más variables o rezagos se emplean en la ecuación (1.25) más grados de libertad se pierden, para corregir esto Sims (1980) sugiere emplear el siguiente estadístico:

$$(T-k)\left(\log\left|\Omega_0\right| - \log\left|\Omega_1\right|\right) \qquad (1.26)$$

Donde, $k = 1 + np$ es el número de parámetros estimados por cada ecuación. Este estadístico tiene una distribución Chi-cuadrado con $n^2(p_1 - p_0)$ grados de libertad.

Se debe repetir todo el proceso cuántas veces sea necesario hasta encontrar el número de rezagos óptimos en el VAR. De esa manera se puede estimar el VAR cumpliendo las condiciones requeridas y obteniendo el número óptimo de rezagos del mismo.

Lo siguiente a desarrollar en este trabajo, es conocer si existen ecuaciones de cointegración entre las variables que explican a la Velocidad de Circulación de Dinero, pero primero es necesario definir en qué consiste la cointegración.

La cointegración, en una definición sencilla, corresponde a una combinación lineal estacionaria de variables aleatorias no estacionarias, cuyo resultado es una serie estacionaria, las variables que intervienen en la combinación se dicen estar cointegradas.

Es necesario explicar que todas las variables cointegradas expresan entre ellas al menos una combinación lineal estacionaria, pero no toda combinación lineal estacionaria de variables aleatorias no estacionarias indica que estas están cointegradas. Este comentario es claramente explicado en un trabajo hecho por Granger y Newbold (1974), en el que se generaron datos para dos variables x_t e y_t con estructura de random walk cuyas respectivas innovaciones eran independientes; es decir, no existía ninguna relación entre las series temporales así generadas para ambas variables, a pesar de lo cual, al estimar por Mínimos Cuadrados un modelo de regresión lineal simple.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \tag{1.27}$$

Con $t = 1,2,...,T$; ellos observaron que 77 veces de 100 el estadístico t del parámetro β conducía a rechazar la hipótesis nula de ausencia de relación entre ambas variables lo que se conoce como regresión espúrea. De allí se crea el concepto de Cointegración; es decir, sea Y_t un vector en $\Re^n$ de n series temporales, del cual se dice que está cointegrado si cada una de las series tomadas individualmente es I(1) (no estacionaria con raíz unitaria), mientras que existen m $m < n$ combinaciones lineales de las series $a'Y_t$ que son estacionarias (o I(0)), para algún vector a diferente del vector 0, Un ejemplo simple de un vector cointegrado es el siguiente sistema bivariado:

$$y_{1t} = \gamma y_{2t} + u_{1t} \qquad (1.28)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + u_{2t} \qquad (1.29)$$

Con u_{1t} y u_{2t} procesos ruido blanco no correlacionado. La representación univariada para y_{2t} es un camino aleatorio

$$\Delta y_{2t} = u_{2t} \qquad (1.30)$$

Al diferenciar la ecuación (1.28) se obtiene:

$$\Delta y_{1t} = \gamma \Delta y_{2t} + \Delta u_{1t} = \gamma u_{2t} + u_{1t} - u_{1t-1} \qquad (1.31)$$

La ecuación (1.31) tiene una representación de un proceso MA(1)[5]:

$$\Delta y_{1t} = v_t + \theta v_{t-1} \qquad (1.32)$$

Donde v_t es un proceso ruido blanco y $\theta \neq -1$, así como $\gamma \neq 0$ y $V(u_{2t}) = E(u_{2t}^2) > 0$. De esta manera, ambos y_{1t} y y_{2t} son I(1). Por lo tanto, la combinación lineal $(y_{1t} - \gamma y_{2t})$ es estacionaria. Esto deduce que $Y_t = [y_{1t}, y_{2t}]'$ es cointegrado con $a' = [1, -\gamma]$.

[5] Un MA(q) es un proceso estacionario de medias Móviles de orden q modelado de la siguiente manera $X_t = u_t + \delta_i u_{t-1} + \delta_2 u_{t-2} + \ldots + \delta_q u_{t-q}$, donde X_t es una serie temporal y u_{t-i} el i_ésimo rezago de un ruido blanco,

Para encontrar una implicación general de cointegración para las medias móviles y los vectores autorregresivos es necesario asumir que Δy_t es estacionario con $\delta \equiv E(\Delta y_t)$ y definir:

$$u_t \equiv \Delta yt - \delta \qquad (1.33)$$

Si se supone que u_t tiene una representación de Wold; es decir,

$$u_t = \in_t + \Psi_1 \in_{t-1} + \Psi_2 \in_{t-2} + \ldots = \Psi(L) \in_t \qquad (1.34)$$

Donde: $E(\in_t) = 0$ y

$$E(\in_t \in_\tau') = \begin{cases} \Omega, t = \tau \\ 0, t \neq \tau \end{cases}$$

Sea $\Psi(1)$; la matriz de polinomio de dimensiones $n \times n$, $\Psi(z)$ evaluada en $z = 1$; es decir,

$$\Psi(1) = \mathrm{I}_n + \Psi_1 + \Psi_2 + \Psi_3 + \ldots$$

De aquí se obtiene la primera condición de cointegración; a saber.

$$A'\Psi(1) = 0 \qquad (1.35)$$

Pero esta condición no es suficiente para concluir la cointegración de las variables, de ahí que también se requiere que:

$$A'\delta = 0 \qquad (1.36)$$

Existen dos procedimientos para determinar si las series están cointegradas, uno de estos es el método de cointegración de Engle –

Granger (1987), el cual consiste en calcular los estimadores de los parámetros de la regresión (1.27) por el método de Mínimos Cuadrados, si estos son significativamente distintos de cero y si los residuos son estacionarios, se concluye que las series cointegran.

Otro test de cointegración es el de Johansen; para explicar esta metodología primero suponga que el nivel de y_t puede ser expresado como un vector autorregresivo de orden p no estacionario representado con la siguiente ecuación:

$$y_t = \alpha + \Theta_1 y_{t-1} + \Theta_2 y_{t-2} + \ldots + \Theta_p y_{t-p} + \in_t \qquad (1.37)$$

La ecuación (1.37) puede ser escrita como:

$$\Theta(L) y_t = \alpha + \in_t \qquad (1.38)$$

Donde:

$$\Theta(L) = \mathrm{I}_n - \Theta_1 L - \Theta_2 L^2 - \ldots - \Theta_p L^p \qquad (1.39)$$

Ahora suponga que Δy_t puede escribirse como:

$$(1-L) y_t = \delta + \Psi(L) \in_t \qquad (1.40)$$

Premultiplicando (1.40) por $\Theta(L)$ resulta en:

$$(1-L)\Theta(L) y_t = \Theta(1)\delta + \Theta(L)\Psi(L) \in_t \qquad (1.41)$$

Sustituyendo (1.38) en (1.41), se tiene:

$$(1-L)\xi_t = \Theta(1)\delta + \Theta(L)\Psi(L)\in_t \qquad (1.42)$$

Porque $(1-L)\alpha = 0$. Ahora la ecuación (1.36) para todas las realizaciones de $\in_t$ requiere que:

$$\Theta(1)\delta = 0 \qquad (1.43)$$

Y que $(1-L)\mathrm{I}_n$ y $\Theta(L)\Psi(L)$ representen los mismos polinomios en L. Esto significa que:

$$(1-z)\mathrm{I}_n = \Theta(z)\Psi(z) \qquad (1.44)$$

Para todos los valores en z. Ahora si se considera como caso particular el que $z = 1$, la ecuación (1.44) implica que:

$$\Theta(1)\Psi(1) = 0 \qquad (1.45)$$

Ahora suponga π' como alguna fila de $\Theta(1)$. Entonces (1.45) y (1.43) indican que $\pi'\Psi(1) = 0'$ y $\pi'\delta = 0$; esto significa que π es un vector de cointegración.

Si $a_1, a_2, ..., a_h$ forman una base para el espacio del vector de cointegración, entonces debería ser posible expresar π como una combinación lineal de $a_1, a_2, ..., a_h$, es decir, existe un vector B en $\Re^h$ tal que:

$$\pi = [\mathrm{a}_1 \ \mathrm{a}_2 \ \ldots \mathrm{a}_\mathrm{h}]B \qquad (1.46)$$

O expresado también como $\pi' = B'A'$; siendo A una matriz $(h \times n)$ con a_i' en la i-ésima fila. Aplicando estas razones a cada una de las filas de $\Theta(1)$, Esto implica que existe una matriz B, tal que:

$$\Theta(1) = BA' \qquad (1.47)$$

Esta deducción explica que aunque un VAR en diferencias puede no ser consistente con un sistema cointegrado, un VAR en niveles si puede serlo, además de haber encontrado los coeficientes de cointegración.

Para desarrollar el método de Johansen suponga y_t como un VAR(p) en niveles, el cual puede ser seleccionado de la ecuación (1.37) y expresada de la siguiente manera:

$$y_t = \alpha + \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p-1} + \rho y_{t-1} + \in_t \quad (1.48)$$

Donde: $\rho \equiv \Theta_1 + \Theta_2 + \ldots + \Theta_p$ y $\zeta_s \equiv -\left[\Theta_{s+1} + \Theta_{s+2} + \ldots + \Theta_p\right]$, para $s = 1,2,\ldots,p-1$. Si se resta y_{t-1} de ambos lados de la ecuación (1.48) se obtiene;

$$\Delta y_t = \alpha + \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \zeta_0 y_{t-1} + \in_t \qquad (1.49)$$

Siendo:

$$\zeta_0 \equiv \rho - I_n = -\left(I_n - \Theta_1 - \Theta_2 + \ldots + \Theta_p\right) = -\Theta(1) \qquad (1.50)$$

Note que si y_t tiene h relaciones de cointegración, entonces sustituyendo las ecuaciones (1.38) y (1.41) en (1.40) resulta en:

$$\Delta y_t = \alpha + \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} - BA' y_{t-1} + \epsilon_t \qquad (1.51)$$

Ahora defina $z_t \equiv A' y_t$, siendo z_t un vector estacionario, se puede definir la ecuación (1.51) como:

$$\Delta y_t = \alpha + \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} - Bz_{t-1} + \epsilon_t \quad (1.52)$$

Esta expresión (ecuación (1.52)) es conocido como el Vector de Corrección de Errores de un sistema cointegrado.

Una vez ya deducidos las ecuaciones respectivas a la cointegración y al vector de corrección de errores (VCE), este trabajo expondrá la metodología del test de Johansen y además explicará como calcular el VCE.

1.2.2 Test de Johansen

Este test aplica una metodología diferente del método de Engle – Granger (1987), esta metodología ha sido dividida en tres pasos, los cuales se explican a continuación:

Paso 1: El primer paso consiste en estimar un VAR(p-1) para Δy_t, esto es regresar el escalar Δy_{it} en términos de una constante y de todos los elementos de los vectores $\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \ldots, \Delta y_{t-p+1}$ por mínimos cuadrados ordinarios. El VAR queda de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \hat{\pi}_0 + \Phi_1 \Delta y_{t-1} + \Phi_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \Phi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \hat{u}_t \qquad (1.53)$$

Siendo:

Φ_i : Matriz $n \times n$ con los coeficientes estimados por mínimos cuadrados

$\hat{u}_t$: Vector en $\Re^n$ de residuos.

Para obtener este VAR es necesario determinar el número óptimo del grado del mismo por algún método adecuado.

Una vez ya calculado el VAR de la ecuación (1.53), es necesario calcular otra regresión con las mismas variables exógenas pero ahora la variable endógena es el vector de las series rezagado en uno; es decir, la segunda regresión queda de la siguiente manera:

$$y_{t-1} = \hat{\theta} + \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \hat{v}_t \qquad (1.54)$$

Del cual:

$\hat{v}_t$: Es un Vector en $\Re^n$ de residuos pero de la regresión (1.54)

Cabe resaltar que según el orden del VAR expresado en la regresión (1.53) dependen el número de variables exógenas de la regresión (1.54) y además que la presencia de la constante depende de la especificación de las variables que se quieran cointegrar y la combinación lineal de las mismas.

Al realizar esas dos regresiones se pueden obtener los estimadores de los coeficientes de ellas, así como de las constantes y de los residuos, los mismos que servirán para calcular los coeficientes de correlación.

Paso 2: Calcular la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de las regresiones (1.53) y (1.54) La cual se puede expresar como una matriz particionada de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} \sum uu \sum uv \\ \sum vu \sum vv \end{bmatrix} \qquad (1.55)$$

Donde:

$\sum uu$: Es la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de la regresión (1.53)

$\sum vv$: Es la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de la regresión (1.54)

$\sum uv$: Es la matriz de covarianzas entre los residuos de las regresiones (1.53) y (1.54). Hay que notar que $\sum uv = \sum' vu$

De esas matrices se debe calcular los valores propios (eigenvalores) y los vectores propios normalizados (eigenvectores) de la siguiente matriz

$$\sum vv^{-1} \sum vu \sum uu^{-1} \sum uv \qquad (1.56)$$

La matriz (1.56) permite calcular los números que representan a la correlación más grande entre los grupos de los residuos de las regresiones (1.53) y (1.54), además los valores y vectores propios de dicha matriz contienen gran parte de la información que cualquier otra matriz relacionada con las regresiones mencionadas

Con los valores propios ordenados $\lambda_1 < \lambda_2 < \ldots < \lambda_h$ de la matriz (1.56). El máximo valor obtenido por la función de máxima verosimilitud sujeto al contraste que existen h relaciones de cointegación esta dado por:

$$\wp = -T\frac{n}{2}\log(2\pi) - T\frac{n}{2} - \left(\frac{T}{2}\right)\log\left|\hat{\Sigma}_{uu}\right| - \frac{T}{2}\sum_{i=1}^{h}\log(1-\lambda_i) \qquad (1.57)$$

Paso 3: Hasta ahora ya se tiene el rango de cointegración; el siguiente paso necesario sería calcular los coeficientes de cointegración el cual si se observa la ecuación (1.53) se puede notar que es la matriz de coeficientes B, para esto hay que seguir el siguiente procedimiento: Sean $a_1, a_2, \ldots, a_h$ los h eigenvalores de la matriz (1.56) asociados con los h valores propios más grandes, donde h es el rango de cointegración. Con estos h vectores se puede formar la matriz A como sigue:

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & . & . & . & a_h \end{bmatrix}$$

Y se procede a calcular las matrices de los coeficientes de la ecuación (1.40) de la siguiente manera:

$$\Pi = \sum uvAA' \qquad (1.58)$$

$$\Gamma_i = \Phi_i - \Pi\zeta_i \qquad (1.59)$$

$$\alpha = \pi_0 - \Pi\theta \qquad (1.60)$$

La matriz que contiene los coeficientes de la regresión de cointegración es la matriz B. Se tomará como resultado las h primeras filas de la dicha matriz (B), por lo general lo que interesa es la primera fila debido a que esa denota la primera ecuación de cointegración.

1.2.3 Modelo de Corrección de Errores

Una vez obtenidos los coeficientes de la regresión de cointegración por el método de Johansen puede calcularse el modelo de corrección de errores, para esto se debe realizar el siguiente proceso:

Primero se calcula el vector de residuos de la ecuación de cointegración; una vez ya calculado dicho vector se pasa a estimar el VAR que se presenta a continuación:

$$\Delta Y_t = -\gamma w + \sum_{i=0}^{n-1} \zeta_i \Delta Y_{t-i} + u_{1t} \qquad (1.61)$$

Donde Y_t es el vector de las variables que participan en la cointegración y w es el vector de residuos de la ecuación de cointegración.

1.2.4 Otro Test Adicionales

1.2.4.1 Test Q (Ljung – Box).

El test Q o de Ljung - Box con k rezagos es un test estadístico que se utiliza para testear la hipótesis nula de no existencia de autocorrelación de orden k, este estadístico es calculado de la siguiente manera:

$$Q_{LB} = T(T+2)\sum_{j=1}^{k}\frac{r_j^2}{T-j} \qquad (1.62)$$

El cual sigue una distribución Ji_Cuadrado con grados de libertad igual al número de autocorrelaciones.

CAPITULO II

2. ANÁLISIS DE LOS DATOS

Para realizar el análisis de la Velocidad de Circulación de Dinero se utilizó variables de tipo económico, a partir de las cuales se estimará el modelo multivariado. Previo a desarrollar dicha estimación es necesario realizar el análisis univariado de tipo econométrico y estadístico que se presentará en este capítulo.

2.1. Justificación y Obtención de datos

Las variables que intervienen en el estudio de la Velocidad de Circulación de Dinero, según la especificación explicada y desarrollada en el capítulo anterior son: Velocidad, PIB Real y Tasas de Interés. Con respecto al PIB Real se tomó como año base a 1975; en cuanto a la tasa de interés, ésta corresponde a la de operaciones pasivas de libre contratación de depósitos a 92-175 días de bancos privados. Por último la velocidad fue calculada del cociente entre el PIB Nominal y el agregado M1.

Para cualquier análisis, mientras mayor sea el número de los datos, mejor serán las estimaciones y por ende las conclusiones del mismo; debido a esto los datos referentes al estudio tiene la mayor frecuencia posible. De acuerdo a los registros disponibles, el PIB esta dado con frecuencia trimestral, por aquello se tuvo que realizar los ajustes necesarios a las demás variables para obtenerlas a la misma frecuencia. A fin de calcular la Velocidad de Circulación del Dinero es necesario trabajar con el PIB Nominal y el M1. El PIB Nominal cuenta con registros trimestrales desde 1981, mientras que el m1 está disponible hasta el año 1999, debido a que a partir del primer trimestre del año 2000 no se calcula agregados monetarios por lo que el país entró a un proceso de dolarización.

Por lo antes mencionado los datos de la presente investigación abarcan desde el año 1981 hasta el año 1999, es decir 76 datos; siendo la fuente de datos los registros de Cuentas nacionales del Banco Central del Ecuador.

2.2. Análisis Descriptivo

En esta sección se presentará un análisis de los principales estadísticos de todas las variables que intervienen en la investigación. A continuación se muestra un cuadro global seguido de su respectivo análisis.

CUADRO No 1

ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

	LVEL	LPIB	INTERES
Media	1.1247	10.73	31.57
Mediana	1.2492	10.72	33.51
Máximo	1.497	10.95	64.07
Mínimo	0.6157	10.51	10.00
Desv. Estándar	0.2813	0.1411	13.73
Volatilidad (Des. Std/media)	0.2501	0.01315	0.4349

El Cuadro No 1 presenta a las variables con sus respectivos estadísticos, en el que LVEL y LPIB representan al logaritmo natural de la velocidad del dinero y el PIB Real respectivamente, mientras que la columna interés a las Tasas de Interés en porcentajes. El estudio de las series del PIB Real y de la Velocidad se ha realizado en sus respectivos logaritmos, por dos razones; primero como proceso de estandarizar los datos de tal manera que se trabaje con cantidades moderadas y no con cantidades demasiados grandes como las que presenta el PIB y para cumplir con la especificación del modelo sugerido.

Como se puede apreciar en el Cuadro No 1 el valor medio de la Velocidad del Dinero durante el período de análisis fue de 1.12, lo que indica que en promedio el dinero se ha multiplicado 1.12 veces en logaritmos, lo que corresponde a 3.06 del PIB Real.

El dato central de la serie ha sido 1.24[6] veces. El número máximo de veces que se ha multiplicado el dinero fue de 1.49, mientras que el número mínimo fue 0.61. Finalmente la volatilidad de la serie ha sido 0.25

Al observar los estadísticos referentes al logaritmo natural del PIB Real presentados en el Cuadro No 1 puede notarse que: El PIB Real promedio fue 10.73 millones de sucres, mientras que la mediana de los datos corresponde a 10.72, además se puede apreciar que el PIB oscila entre 10.51 y 10.95 millones de sucres, el mínimo valor (10.51) se dio en el

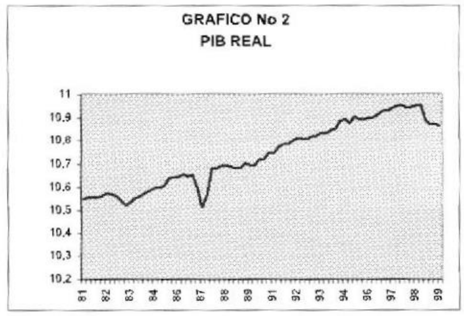
[6] Los valores están dados en logaritmo.

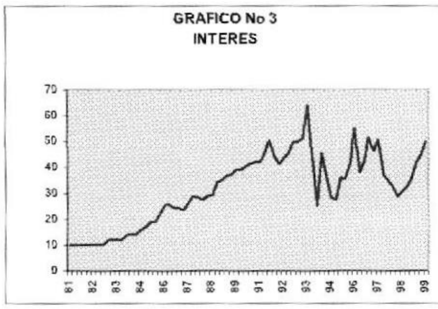
segundo trimestre de 1987, pues durante ese año el Ecuador se vio arrasado por un terremoto y por aquello hay una caída en la producción durante esa fecha. El valor máximo se dio durante el cuarto trimestre de 1997. La volatilidad del PIB fue de 0.013.

Con respecto a la Tasas de Interés el Cuadro No 1 muestra que en promedio la Tasa de Interés fue de 31.57%, alcanzando un máximo de 64.07% durante el tercer trimestre de 1993. El menor costo de oportunidad del dinero en el período de estudio fue del 10%.

El tipo de interés presenta el más alto valor de volatilidad (0.43), que el resto de las series, esto se debe a que la Tasa de Interés posee la mayor desviación estándar, mostrando la inestabilidad del país, ya que el costo de oportunidad del dinero ha estado variando demasiado durante el período de estudio.

El Cuadro No 1 presenta estadísticos importantes para el análisis, sin embargo esos datos no permiten observar el comportamiento de la serie a través del tiempo; para esto, a continuación, se presenta los gráficos respectivos de las series.





El Gráfico No 1 presenta la trayectoria de la Velocidad de Circulación de Dinero muestra que el año 1981 la serie tiene un valor de 0.60 veces aproximadamente, además se puede notar que la serie es creciente. Para verificar este supuesto se regresó serie de la velocidad con la tendencia e intercepto y se concluyó que posee un intercepto de 0.68 veces, y una tendencia de 0.011[7]; resultados que están en armonía con el gráfico.

La trayectoria de la serie referente al PIB Real se presenta en el Gráfico No 2, allí se puede observar que en el año 1987 hubo una baja de la serie; por aquello, para esa fecha se presenta los valores más pequeños de la serie, el mismo gráfico muestra que en el año 1981 el PIB fue aproximadamente 10.55 con tendencia creciente, y estas conclusiones pueden verificarse regresando la serie del PIB con intercepto y tendencia.

[7] Véase el Anexo A2

Al realizar los cálculos[8] respectivos se obtuvo un intercepto de 10.508 y tendencia de 0.061.

El tipo de interés durante el tiempo de análisis es expresado en el Gráfico No 3, este gráfico muestra que la serie se mantuvo constante por 2 años, presentando allí el menor valor (10%.), luego presenta tendencia creciente hasta el año 1993, mostrando una baja considerable. A partir del año la serie se ha mantenido en un rango específico hasta el término del año de 1999. Hay que especificar que este análisis no incluye los datos desde el año 2000, año en el cual las tasas de interés bajaron, debido a la dolarización. Para encontrar un valor estimado para la tendencia se regresó, al igual que las otras series, a la Tasa de Interés con el intercepto y tendencia de lo que resultó que el intercepto es de 13% y la tendencia 0.48, es decir, a pesar de la baja de 1993, la tendencia creciente todavía se mantiene[9].

Un hecho que interesa conocer es si las series son estacionarias, y de no serlo, determinar el orden de integración de cada una de las series, el Cuadro No 2 presenta los resultados de realizar el test de raíces unitarias de Phillips Perron de las series sin diferenciar, donde la hipótesis nula indica la existencia de no estacionariedad de la serie y la hipótesis alterna se especifica en el mismo cuadro.

[8] Véase el Anexo A3
[9] Véase el anexo A4

CUADRO No 2

TEST DE RAICES UNITARIAS DE LAS SERIES

Hipótesis Alterna (H1)	Test PP	Valor crítico 1%	5%
Serie LVEL			
• Estacionaria con constante	-1.33189	-3.50	-2.89
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-1.99486	-4.06	-3.46
• Estacionaria sin intercepto ni constante	1.87932	-2.58	-1.94
Serie LPIB			
• Estacionaria con constante	-1.0699	-3.5	-2.89
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-2.4354	-4.06	-3.46
• Estacionaria sin intercepto ni constante	1.5548	-2.58	-1.94
Serie INT			
• Estacionaria con constante	-1.7620	-3.50	2.98
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-3.0352	-4.06	-3.46
• Estacionaria sin intercepto ni constante	0.2816	-2.58	-1.94

El Cuadro No 2 indica que ninguna de las series es estacionaria, debido a que el valor p es mayor que 0.01, lo que hace que el estadístico PP sea "pequeño"; es decir no mayor que el valor crítico correspondiente al 1%, La hipótesis nula se ha contrastado con los tres tipos de estacionariedad que puede haber, a saber; con tendencia, con constante y sin constante ni tendencia, y en los tres casos se concluye que las series son no estacionarias.

El siguiente paso es determinar el orden de integración de cada una de las series, para esto se las ha diferenciado una vez y se realizó el mismo test de raíces unitarias pero con las series diferenciadas, los resultados se presentan en el Cuadro No 3

CUADRO No 3

TEST DE RAICES UNITARIAS DE LAS SERIES DIFERENCIADAS

Hipótesis Alterna (H1)	Test PP	Valor crítico 1%	5%
Serie D(LVEL)			
• Estacionaria con constante	-10.45	-3.52	-2.90
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-10.42	-4.08	-3.47
• Estacionaria sin intercepto ni constante	-9.89	-2.59	-1.94
Serie D(LPIB)			
• Estacionaria con constante	-6.83	-3.52	-2.90
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-6.80	-4.08	-3.47
• Estacionaria sin intercepto ni constante	-6.71	-2.59	-1.94
Serie (INT)			
• Estacionaria con constante	-10.82	-3.52	-2.90
• Estacionaria con tendencia e intercepto	-10.74	-4.08	-3.47
• Estacionaria sin intercepto ni constante	-10.73	-2.59	-1.94

Al desarrollar el test de raíces unitarias a las series diferenciadas, se puede observar que todas las series son estacionarias (Cuadro No 3). Por lo tanto el test de Phillips Perron indica que las series de la Velocidad del dinero, PIB Real e Interés son integradas de orden 1 o I(1). El capítulo siguiente desarrollará el análisis correspondiente para determinar si las series cointegran y de serlo estimará los parámetros oportunos.

CAPITULO III

3. Estimaciones Econométricas y Análisis de Resultados.

Una vez que se ha realizado el análisis de cada variable, es importante identificar las relaciones existentes entre ellas. Para ello se debe emplear métodos econométricos de tal manera que se puedan explicar los comportamientos económicos en modelos matemáticos y obtener conclusiones basadas en el análisis estadístico.

En los últimos años, la aplicación de las técnicas econométricas se ha generalizado, de hecho, siempre se esta innovando en este ámbito, una de esas técnicas es la de cointegración; en este trabajo se presentará la aplicación de esta técnica en la Velocidad de Circulación de Dinero en el Ecuador.

Es necesario recordar que las variables que se desean cointegrar y mediante que ecuación se realizará. En el capítulo 1 se encontró una ecuación apropiada para este estudio, el cual es:

$$v_t = (1-b)y_t + cR_t \qquad (3.1)$$

Donde:

v_t: Es el logaritmo natural de la serie que representa a la Velocidad de circulación.

y_t: Es el logaritmo natural del PIB Real; y,

R_t: Tasas de Interés.

De acuerdo con la ecuación presentada se nota que la Velocidad de Circulación de Dinero está en función del Ingreso Nacional Real y del costo de mantener dinero en efectivo, medido por la tasa de interés.

La proporción en que el dinero real afecte a la velocidad depende de la elasticidad–ingreso de la demanda de dinero. La teoría postula que esta es igual a la unidad $(b=1)$, lo que implicaría que los cambios en el ingreso real no afectan a la Velocidad. No obstante, si dicha elasticidad es menor a la unidad $(0<b<1)$, se tendría que la velocidad aumenta al aumentar el ingreso real.

Respecto a la Tasa de Interés, un incremento de esta, hace que disminuya la demanda de saldos reales y por ende aumente la velocidad, sin embargo la evidencia observada en varios países permite establecer que la elasticidad o la semielasticidad de la demanda de saldos reales respecto a las tasas de interés es baja por lo cual se espera $(0 < c < 1)$.

Pareciera algo lógico la existencia de una relación a largo plazo entre estas tres variables, sin embargo una conclusión de esta clase necesita un sustento analítico; el test de Johansen, técnica explicada en el Capítulo I proporciona una buena opción teórica para cumplir con los objetivos del estudio. Sea el VAR (p).

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \Gamma_p \Delta y_{t-p+1} + \alpha + \varepsilon_t \qquad (3.2)$$

Si se desea estudiar el modelo (3.2) es necesario seguir los siguientes pasos explicados:

Paso 1: Calculo de Regresiones Auxiliares:

Sea $y_t = \begin{bmatrix} \text{int} \\ lpibr \\ vel \end{bmatrix}$, primero se debe calcular las siguientes regresiones auxiliares:

$$\Delta y_t = \hat{\pi}_0 + \Phi_1 \Delta y_{t-1} + \Phi_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \Phi_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + t + \hat{u}_t \qquad (3.3)$$

La ecuación (3.3) ayudará a determinar el orden del VAR de la regresión de cointegración; es decir, el grado óptimo de este VAR será el mismo del VAR que explica la cointegración; cabe recalcar que además de la existencia de la constante $\hat{\pi}_0$ también se le añadirá una variable que represente la tendencia, debido a que esta llega a ser significativa en el modelo.

Para determinar el grado óptimo del VAR se empleará el criterio AKAIKE, a continuación se presenta sus respectivos valores para diferentes rezagos:

CUADRO IV

CRITERIO AKAIKE ECUACION (3.3)

REZAGOS	AKAIKE
1	-1.093852
2	-1.179063
3	-1.088838
4	-0.968504

Se nota que, cuando el VAR es rezagado 2 periodos se obtiene el criterio AKAIKE más bajo, lo cual hace suponer que el VAR es de orden segundo orden pero para verificarlo de esto se debe realizar el análisis de los residuos.

Para tratar los residuos se tiene que desarrollar un VAR que exprese el vector de residuos en términos de los rezagos del mismo vector y se aplicará el método de Máxima Verosimilitud para encontrar el número óptimo de rezagos, si los residuos no está correlacionados entonces el número óptimo de rezagos debe ser cero.

La prueba consiste en contrastar H_0: el número de rezagos es cero versus H_a :es número de rezagos es p, donde p tomaría valores desde 3 a 5; lo deseable es de que no se rechace la hipótesis nula a favor de la alterna en ninguno de los casos, la prueba se la realiza para diferentes hipótesis alternas para mayor eficacia de la prueba; la tabla a continuación presenta los resultados de los test:

CUADRO V

METODO DE MAXIMA VEROSIMILITUD DE LOS RESIDUOS DE LA ECUACION (3.3)

VAR(2)								
H_0	H_a	P_0	P_1	$Log(P_0)$	$Log(P_1)$	T	LR	Estad.
0	3	3.47E-05	3.43E-05	-10.26	-10.28	76	0.98	40.110
0	4	3.61E-05	2.57E-05	-10.22	-10.56	75	25.42	50.990
0	5	3.70E-05	2.43E-05	-10.20	-10.62	74	31.20	55.000

Se aprecia en la tabla II que para ningún caso se rechaza la hipótesis nula a favor de la alterna (LR<Estad. en todas las columnas), lo cual indica el número óptimo de rezagos en el VAR de los residuos de la ecuación (3.3) es cero, esto implica que los residuos de dicha ecuación no están correlacionados. Cabe recalcar que no se contrasta la hipótesis nula con 2

y 3 rezagos, debido a que sus respectivos estadísticos no cumplen las propiedades requeridas.

Por lo tanto el grado óptimo del VAR expresado en la ecuación (3.3) es 2, debido a que cumple todas las condiciones debidas.

Como ya se tiene los resultados de la primera regresión, puede proseguirse a calcular la siguiente regresión auxiliar

$$y_{t-1} = \hat{\theta} + \zeta_1 \Delta y_{t-1} + \zeta_2 \Delta y_{t-2} + \ldots + \zeta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + t + \hat{v}_t \tag{3.4}$$

De igual manera para este caso hace falta la constante además de la tendencia y la regresión (3.4) adopta el valor de p igual a 2 debido al VAR óptimo antes calculado.

Hasta ahora se tiene ya calculado las dos regresiones auxiliares; de cada una de estas regresiones se obtuvo una matriz de residuos, estas ayudarán a continuar con el paso siguiente.

Paso 2: Cálculo de las Correlaciones de los Residuos: De las regresiones auxiliares se obtienen los respectivos residuos, a los cuales se les calcula su matriz de varianzas y covarianzas; esta matrices se la presenta a continuación:

$$\sum uu = \begin{bmatrix} \mathbf{0.0024} & \mathbf{0.0002} & \mathbf{0.0011} \\ \mathbf{0.0002} & \mathbf{0.0004} & \mathbf{0.0023} \\ \mathbf{0.0011} & \mathbf{0.0023} & \mathbf{28.965} \end{bmatrix}$$

$$\sum vv \begin{bmatrix} \mathbf{72.178} & \mathbf{0.0009} & \mathbf{0.6112} \\ \mathbf{0.0009} & \mathbf{0.0008} & \mathbf{0.0004} \\ \mathbf{0.6112} & \mathbf{0.0004} & \mathbf{0.0101} \end{bmatrix}$$

Donde $\sum$uu y $\sum vv$ corresponden a la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos de las regresiones (3.3) y (3.4) respectivamente. También es necesario calcular la matriz de covarianzas entre los residuos de las regresiones ya mencionadas, la cual se denota como $\sum uv$ y cuyos resultados son:

$$\sum uv = \begin{bmatrix} \mathbf{-0.0109} & \mathbf{1.4E-4} & \mathbf{0.0015} \\ \mathbf{0.0353} & \mathbf{0.0003} & \mathbf{4.8E-4} \\ \mathbf{0.6112} & \mathbf{0.0004} & \mathbf{0.0103} \end{bmatrix}$$

Cabe recalcar que $\sum vu = \sum uv'$.

De estas matrices se procede a calcular la matriz $\sum = \sum vv^{-1} \sum vu \sum uu^{-1} \sum uv$, la cual arroja los siguientes valores:

$$\sum = \begin{bmatrix} \mathbf{0.4795} & \mathbf{-0.0002} & \mathbf{-0.0006} \\ \mathbf{17.443} & \mathbf{0.2424} & \mathbf{0.2812} \\ \mathbf{-24.83} & \mathbf{0.0321} & \mathbf{0.1551} \end{bmatrix}$$

La matriz $\sum$ tiene como eigenvalores a $\lambda = \begin{bmatrix} \mathbf{0.524453} \\ \mathbf{0.079585} \\ \mathbf{0.272757} \end{bmatrix}$ y los eigenvectores se los puede representar matricialmente como:

$$T = \begin{bmatrix} -0.014 & -0.0003 & 0.0011 \\ 0.0843 & 0.87449 & 0.9992 \\ 0.9963 & -0.48504 & 0.0387 \end{bmatrix}$$

Teniendo los valores propios ordenados en forma descendente se puede realizar la prueba LR (Likelihood Ratio) para determinar el máximo número de regresiones de cointegración existen, para el desarrollo del test se toma como estadístico de prueba los valores tabulados por Osterwald-Lenum (1992); de tal prueba se obtiene la siguiente tabla:

CUADRO VI

TEST LR

V. Propios	L R	5%	1%	Prueba
0.524453	40.84	24.31	29.75	Ninguna*
0.272757	25.72	12.53	16.31	Al menos 1*
0.079585	2.14	3.84	6.51	Al menos 2

Se puede observar en la primera columna los valores propios, mientras que en la segunda los valores respectivos del estadístico LR, las siguientes dos columnas presentan los valores de confianza del 5% y 1% tomados de la tabla de Osterwald-Lenum; y la última columna presenta las hipótesis.

Al observar el cuadro VI en la primera y segunda fila se puede notar que los valores de los estadísticos LR son mayores que los estadísticos tomados de la tabla; por lo tanto el asterisco (*) explica que con el 99% de confianza se rechaza la hipótesis nula que dice que no existe ninguna ecuación de cointegración diciendo a su vez que hay al menos una.

Al rechazar la no existencia de ecuación de cointegración es necesario determinar cuántas ecuaciones existen, para ello trabajamos con la segunda fila de la cuadro VI, en ella se puede ver que el estadístico LR es mayor que los dos valores críticos, lo cual da un valor del estadístico p mayor que 0.1, esto implica que existe evidencia estadística para rechazar la hipótesis de que existe solo una ecuación de cointegración a favor de que existen 2. Si se sigue desarrollando el test se notará que existen 2 ecuaciones de cointegración.

Por lo tanto el paso 2 ayuda a determinar cuántas ecuaciones de cointegración existen, para el caso de la velocidad de circulación de dinero se tiene una sola ecuación de cointegración.

La inclusión de una variable que represente la tendencia en las regresiones auxiliares (3.3) y (3.4), hace que el paso 3 descrito en el Capítulo 1 no se pueda usar, ya que se necesita otro proceso, pero eso no impide continuar con el análisis. Se sabe que las variables de estudio poseen dos ecuaciones de cointegración, pero es suficiente con encontrar la primera, para esto se empleará el método de Engle - Granger, el cual consiste en desarrollar la regresión (3.1).

Al resolver la regresión (3.1) incluyéndole la tendencia, por el método de Engle - Granger; es decir, aplicando mínimos cuadrados, quedó de la siguiente manera[10]:

$$
\begin{array}{llll}
v_t = 0.053y_t & + 0.008R_t & + 0.0077\tau & \\
\quad (0.00) & \quad (0.00) & \quad (0.00) & \qquad (3.5) \\
(\text{p value}) & (\text{p value}) & (\text{p value}) &
\end{array}
$$

Se puede observar que los resultados cumplen con los supuestos iniciales, debido a que:

Lo ideal es que b sea uno (o 1-b igual a cero), desarrollando el ejercicio con los datos correspondientes a la economía ecuatoriana se tiene que $1-b=0.947$ aproximadamente; es decir cumple con las expectativas dadas.

Con respecto al tipo de interés se mencionó que por lo general en otros países el aporte de esta variable es "pequeña", se puede notar que eso también se cumple en la economía ecuatoriana, ya que el coeficiente es 0.008.

La variable correspondiente a la tendencia es necesaria ponerla en el modelo, debido a que es una variable relevante y su exclusión hace que los estimadores de los parámetros pierdan las propiedades de insesgadez;

[10] Véase en el anexo A5 los detalles de la resolución de la regresión

aunque su aporte en el modelo es poco, su presencia hace que los estimadores sean confiables.

Principalmente al observar los valores p (dados entre paréntesis) de la regresión (3.5) se puede notar que las variables son significativas debido a que sus coeficientes son estadísticamente distintos de cero[11].

Al realizar el análisis de estacionariedad de la serie correspondiente a los residuos se concluyó que esta es estacionaria[12], esto hace concluir que las tres variables cointegran.

Una vez ya calculada la ecuación de cointegración; el siguiente paso a desarrollar consiste en encontrar el modelo de corrección de errores, para determinar si existe una relación a corto plazo entre las variables, es decir se debe resolver la siguiente regresión:

$$\Delta Y_t = c - \gamma w + \sum_{i=0}^{2} \zeta_i \Delta Y_{t-i} + u_{1t} \qquad (3.6)$$

Donde w representa la serie de los residuos rezagados un periodo de la regresión (3.5). El modelo de corrección de errores representado en la ecuación (3.6), lleva en este caso una constante (c); debido a que la ecuación de cointegración correspondiente tenía como variable significativa una tendencia. Al resolver esta ecuación se obtuvo:

[11] Eso se deduce cuando el valor p es menor que 0.01
[12] Véase en el anexo A6

$$\Delta v_t = 0.013 - 0.3263w + 0.2718\Delta v_{t-1} \qquad (3.7)$$
$$(0.003) \quad (0.00) \quad (0.011)$$

Al desarrollar la regresión (3.6) se observó que la serie w correspondiente al residuo de la regresión (3.5) es significativo (valor p=0.00), sin embargo todavía hace falta determinar si los residuos del modelo de corrección de errores tiene las propiedades de un ruido blanco. Para esto se notó en el correlograma que los valores p de la prueba de Ljung – Box eran mayores que 0.01, esto permite concluir que existe suficiente evidencia estadística para concluir que los residuos no están autocorrelacionados en ningún orden, además los respectivos estadísticos muestran que las condiciones de media y varianza también se cumplen[13]. Esto hace concluir que sí existe una relación a corto plazo entre las variables y el modelo de corrección de errores esta dado por la ecuación (3.7).

Del modelo de corrección de errores se observa que el coeficiente de la serie residual de cointegración es -0.3263, lo cual significa que algún desajuste a largo plazo representado en la ecuación de cointegración se corrige cada trimestre (periodo del que fueron tomados los datos) en un 32.63%

[13] Véase el anexo A7

CONCLUSIONES

Cumpliendo con el objetivo de buscar una relación a largo y a corto plazo que existen entre las variables económicas: PIB Real, Velocidad de Circulación de Dinero y Tasa de Interés a fin de explicar el comportamiento de la Velocidad de Circulación de Dinero se puede concluir que:

- El PIB Real se encuentra entre 36680 y 56954 millones de sucres durante el periodo de investigación, presentando una producción trimestral promedio de 41357 millones de sucres.

- La Tasa de Interés mantiene una trayectoria creciente hasta el tercer trimestre del año 1993 obteniendo en esa fecha el máximo valor (64%) desde esa fecha el interés oscila entre el 25% y 50%.

- La Velocidad de Circulación de Dinero presenta un intercepto de 1.97 veces y una tendencia creciente de 0.011, además la media que se obtiene de esta serie es de 3.45, es decir, el dinero se ha multiplicado 3.45 veces como promedio durante el periodo establecido.

- Existen dos ecuaciones de cointegración entre las variables de estudio y la tendencia, esto quiere decir que dichas variables tienen una relación de equilibrio a largo plazo.

- Una representación de la Velocidad de Circulación de Dinero queda en términos del PIB Real (en 0.053 unidades), de las Tasas de Interés (0.008) y la tendencia (0.0077).

- La serie residual de la ecuación de cointegración es estacionaria.

- Existe un modelo de corrección de errores para la primera ecuación de cointegración.

- Algún desajuste a largo plazo entre las variables de estudio, se corrige en un 32.63% cada trimestre.

- Las estimaciones son congruentes con la teoría postulada, esto permite concluir que la aplicación de técnicas econométricas en la economía ecuatoriana es correcta.

ANEXO

A1. Resultados de la Regresión (1.5).

En la regresión (1.5) se encuentra una expresión para la demanda del dinero con las series en logaritmo, con base en la especificación de Cagan (1956), este anexo presentará los resultados obtenidos al resolver dicha regresión y demostrará que este modelo es apropiado para la economía ecuatoriana. Se recuerda que la regresión (1.5) esta expresada de la siguiente manera:

$$Ln(M_t) = bLn(Y_t) - cR + Ln(P_t)$$

Donde:

M: Es el agregado monetario M1,

Y: El ingreso real (PIB Real),

R: Tasas de interés, y

P: indicador de precios, en este caso IPC.

Al desarrollar la regresión la expresión queda de la siguiente manera:

$$\underset{}{Ln(M_t)} = \underset{(0.00)}{1.007Ln(Y_t)} - \underset{(0.00)}{0.0068R} + \underset{(0.00)}{0.8939Ln(P_t)} \qquad (A.1)$$

Se puede notar que los estimadores de los parámetros son los deseados, ya que se esperaba que b sea mayor que 1 y c sea relativamente "bien pequeño"; el coeficiente del logaritmo del IPC debe ser 1, pero se nota que el estimador de dicho parámetro es aceptable.

Al desarrollar la regresión se obtuvo un coeficiente de determinación igual a 99.66%. Este valor representa el porcentaje de explicación del modelo; es decir, las tres variables (Y, R, y P) explica al M1 en más del 99%.

Realizando el análisis correspondiente a los residuos de la regresión se notó que cumple con las condiciones básicas; es decir tiene una distribución independiente con media cero y desviación estándar 0.1012.

A2. Representación de la Velocidad de Circulación de Dinero.

Para este caso se requiere determinar si la serie correspondiente a la velocidad (en logaritmo), puede ser expresada en términos de su tendencia y constante, y de esa manera desarrollar un análisis representativo de la serie para apoyar el análisis grafico. La regresión queda de la siguiente forma:

$$v_t = \alpha + \beta t \tag{A.2}$$

Donde α y t representan la constante y la tendencia de la serie respectivamente y al realizar la regresión (A.2), los estimadores de los parámetros quedan de la siguiente manera:

$$\begin{array}{c} v_t = 0.681 + 0.0118t \\ (0.00) \quad (0.00) \end{array} \tag{A.3}$$

Lo cual coincide con el análisis gráfico desarrollado en el Capítulo 2, estos estimadores son confiables, debido a que los residuos de la regresión cumplen con sus condiciones básicas, ya que estos tienen una distribución independiente con media cero y desviación estándar 0.1043. Además el coeficiente de determinación del modelo es de 0.86; es decir el modelo explica el 86% de la velocidad del dinero, el cual es un buen porcentaje.

A3. Representación del PIB Real.

En esta sección se desarrollará una representación del PIB Real (en logaritmo) con una constante (c) y una tendencia (t), de la siguiente manera:

$$y_t = c + \beta t \qquad (A.4)$$

Y al desarrollar la ecuación (A.4) dio como resultado la siguiente expresión:

$$\begin{array}{c} y_t = 10.508 + 0.0061t \\ (0.00) \quad (0.00) \end{array} \qquad (A.5)$$

Los estimadores de la regresión (A.5) son confiables debido a que los residuos de la misma poseen una distribución aleatoria con media cero y desviación estándar 0.037; además, no existe autocorrelación en los residuos, debido a esto, los estimadores son cercanos a los que percibe en su gráfico correspondiente dado en el Capítulo 2.

El modelo (A.5) es explicado en un 92%, esto quiere decir que e un modelo bastante aceptable, lo cual da confiabilidad al análisis.

A4. Representación de la Tasa de Interés.

Para la tasa de interés se desarrollaron los mismos pasos que con las otras variables; es decir, se representó a la serie correspondiente al interés con una constante y una tendencia y se desarrollo la regresión respectiva, quedando finalmente de la siguiente manera.

$$\begin{aligned} i_t &= 13.42 + 0.48t \\ &\quad (0.00) \ (0.00) \end{aligned} \qquad \text{(A.6)}$$

Ambas significativas en el modelo; es decir realizando el análisis respectivo, los coeficientes resultaron ser estadísticamente diferentes de cero. Algo mas que se puede explicar del modelo es que la representación del mismo es de 61%; es decir la constante y la tendencia explican en un 62% al Interés.

Al realizar el análisis de los residuos se notó que estos poseen una distribución Normal con media cero y desviación estándar 8.62, además de no existir autocorrelación en la serie residual. Todo este análisis permite concluir que el modelo es confiable; es decir los estimadores de los parámetros son buenas aproximaciones.

A5. Ecuación de Cointegración.

Esta parte del anexo resolverá la ecuación de cointegración por el método de Engle – Granger; es decir, por el mínimos cuadrados, la ecuación de estudio es una representación de la velocidad de circulación del dinero en términos del PIB Real y las tasas de interés, además se le incrementó la tendencia, debido a que esta era una variable relevante y su ausencia hacía que los estimadores no sean confiables, es decir, se obtenía valores diferentes a la realidad.

A l resolver la regresión da la siguiente expresión:

$$\begin{array}{l} v_t = 0.053y_t + 0.008R_t + 0.0077\tau \\ \quad\;\; (0.00) \quad\; (0.00) \quad\;\; (0.00) \end{array} \qquad (A.7)$$

El siguiente paso consiste en realizar el análisis correspondiente a los residuos para verificar si las estimaciones respectivas son confiables.

Al realizarles el test de Jarque Bera se obtuvo como resultado un valor p igual a 0.8; es decir, mayor que 0.05, esto hace concluir que no se rechaza la hipótesis nula del test; es decir, los residuos de la regresión (A.7) están distribuidas normalmente con media cero y desviación estándar 0.075.

Todo el análisis correspondiente a esta parte del anexo hace concluir que los estimadores de los parámetros son confiables, debido a que se cumplen las propiedades de los residuos.

A6. Determinación de Estacionariedad de los Residuos.

Una vez ya obtenidos la serie residual de la regresión (A.7), es necesario determinar si la serie es estacionaria, En este caso los valores críticos del test de Phillips – Perron no sirven debido a que tienden a concluir que es estacionaria aun sin serlo, debido a esto se utilizó los valores críticos de Phillips – Ouliaris - Hansen[14] que presenta 3 casos:

Caso No. 1: Cuando ni la ecuación de cointegración ni la de corrección de errores tiene constante

Caso No 2: Cuando la ecuación de cointegración tiene constante, pero la de corrección de errores no, y;

Caso No 3: Cuando ambas ecuaciones tienen constante.

Los valores respectivos a la prueba están dados en el Cuadro No VII.

CUADRO No VII

ESTACIONARIEDAD DE LOS RESIDUOS DE (A.7)

Hipótesis Alterna (H1)	**Test PP**	**Valor crítico**	
		1%	**5%**
Serie Residual			
• Caso No 1	-4.550863	-3.39	-2.76
• Caso No 2	-4.550863	-3.96	-3.37
• Caso No 3	-4.550863	-3.98	-3.42

Cabe mencionar que el caso de esta investigación no se presenta en la Cuadro No VII, pero se nota que el estadístico es mayor que los valores críticos en los tres casos, por aquello se puede concluir que el residuo del modelo de cointegración es estacionario.

[14] Véase Time Series Análisis de Hamilton (1994), paginas 598,599 y la Tabla B9

A7.Pruebas para el Modelo de Corrección de Errores.

En este caso se debe probar que la serie residual de la cointegración es significativa en el modelo, esta prueba se la dió en el Capítulo III. También se debe probar que la serie residual del modelo de corrección de errores es un ruido blanco.

Al obtener esta serie se notó que la media era cero y la desviación estándar 0.044, además se calculó el correlograma de la serie y se obtuvo lo siguiente.

CUADRO No VIII

CORRELOGRAMA DEL RESIDUO DEL MCE

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.249	0.249	4.5314	0.033
		2	0.105	0.046	5.3473	0.069
		3	-0.034	-0.075	5.4331	0.143
		4	0.079	0.107	5.9141	0.206
		5	0.063	0.032	6.2237	0.285
		6	0.052	0.011	6.4359	0.376
		7	-0.030	-0.044	6.5071	0.482
		8	-0.046	-0.036	6.6790	0.572
		9	-0.102	-0.086	7.5332	0.582
		10	0.054	0.101	7.7787	0.650
		11	0.056	0.036	8.0486	0.709
		12	0.023	-0.019	8.0955	0.778
		13	-0.075	-0.059	8.5989	0.803
		14	-0.028	0.010	8.6694	0.852
		15	0.009	0.017	8.6760	0.894
		16	-0.178	-0.233	11.635	0.769
		17	-0.208	-0.131	15.755	0.541
		18	-0.152	-0.036	17.987	0.457
		19	-0.093	-0.033	18.834	0.468
		20	0.015	0.073	18.855	0.531

Claramente el Cuadro No VIII presenta que los valor p del estadístico Q son mayores que 0.01, lo cual significa que los residuos no están autocorrelacionados y hacen valido el modelo de corrección de errores.

BIBLIOGRAFÍA

1. BANCO CENTRAL DEL ECUADOR

   Información Estadística Mensual.

   Boletines Anuarios.

   <http://www.bce.org.ec.

2. BLANCHARD O. (2000), "Macroeconomía", Segunda Edición, Editorial Pearson.

3. CARRERAS A. (2002), "La Velocidad de Circulación de Dinero en España", España.

4. GREENE W. (1998), "Análisis Econométrico", Tercera Edición, Editorial Pearson.

5. HAMILTON J. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press.

6. HIDALGO M., VILLAVICENCIO X., "Deuda Publica Ecuatoriana: Un Análisis de Sostenibilidad". Guayaquil-Ecuador 2000.

7. IDROVO B. (2002), "La Efectividad de la Política Económica Ecuatoriana: Una Retrospectiva Mediante la Aproximación de Vectores Autorregresivos", Guayaquil-Ecuador.

8. JOHNSTON J., DINARDO J. (1997), "Econometric Methods", Editorial Mc.

9. LARRAIN F., SACHS J. (2002), "Macroeconomía en la Economía Global", Segunda Edición, Editorial Pearson.

10. LIQUITAYA J., ALVAREZ M. (1998),"La Velocidad de Circulación de Dinero en México: Un Análisis de Cointegración", México.

11. MADDALA G. (1996), "Introducción a la Econometría", Segunda Edición, Editorial Pearson.

12. MAIA J., KWEITEL M. (2000), "La Relación Entre el Riesgo País y el Crecimiento Económico en la Argentina", Argentina.

13. NOVALES A. (1993), "Econometría", Segunda Edición, Editorial Mc. Graw Hill.

14. PARKIN M. (2001), "Macroeconomía", Editorial Pearson.