T 339 LAR 23++31



ESCUELA SUPERIOR POLITECNICA DEL LITORAL (ESPOL) INSTITUTO DE CIENCIAS HUMANISTICAS Y ECONOMICAS (ICHE) CARRERA DE ECONOMIA Y GESTION EMPRESARIAL

MODELO IS-LM DINAMICO: UNA APLICACION PARA EL ECUADOR

Tesis de Grado previa a la obtención del título de : Economía con Mención en Gestión Empresarial, especialización Sector Público



Lupe Largo Largo

Guayaquil - Ecuador - 2002

ESCUELA SUPERIOR POLITÉCNICA DEL LITORAL (ESPOL) INSTITUTO DE CIENCIAS HUMANÍSTICAS Y ECONÓMICAS (ICHE) CARRERA DE ECONOMIA Y GESTION EMPRESARIAL

MODELO IS-LM DINÁMICO: UNA APLICACIÓN PARA EL ECUADOR

Tesis de Grado previa a la obtención del título de: Economía con Mención en Gestión Empresarial, especialización Sector Público

Autor

Lupe Largo Largo

Declaración Expresa

"La responsabilidad por los hechos, ideas y doctrinas expuestos en esta Tesis de Grado, me corresponde exclusivamente; y, el patrimonio intelectual de la misma, a la Escuela Superior Politécnica del Litoral"

Lupe Largo Largo



Tribunal de Grado

Dr. Hugo Arias Sub-director del ICHE

MSc. Manuel González Director de Tesis



MSc. Federico Bocca Vocal

Econ. Juan Carlos Campuzano Vocal Con infinito amor, dedico esta tesis: A Dios, Luz en mi camino A mis padres Teresa y Miguel, ejemplos de responsabilidad A Walter, fuerza que me motivó a seguir adelante.



RECONOCIMIENTOS

Quiero agradecer a todas aquellas personas que colaboraron de forma oportuna y desinteresada en la culminación de esta tesis.

Principalmente a mi Director de Tesis MSc. Manuel González, su estricta enseñanza y sólidos conocimientos me fueron formando en esta travesía; Econ. Byron Idrovo, por su constante interés en el correcto desenvolvimiento de este trabajo; Econ. Leonardo Sánchez, por su asesoría en el Cálculo Diferencial,; Dr. Pablo Lucio Paredes por sus adecuadas correcciones; MA. Xavier Intriago, por sus acertados consejos acerca de este tema; Dr. José Luis Lima por su guía inicial en el comienzo de esta travesía; Ing. Omar Maluk, Lcda. Eloísa Loor, MSc. Zonia Zurita, por su apoyo en la presentación de este trabajo.

Un agradecimiento muy especial a dos amigos, quienes me dieron fuerzas y me ayudaron a seguir en este difícil camino: Econ. Walter Ycaza y Econ. Mario Fernández



RESUMEN EJECUTIVO

Demostrar la estabilidad de la economía ecuatoriana resulta un tema muy interesante y útil para conocer si los posibles shocks tendrán efectos permanentes o temporales, lo que ayudaría a una mejor toma de decisiones macroeconómicas. Asimismo, determinar si las variables estudiadas tienen relación de largo plazo da una pauta de su comportamiento en caso de perturbar una de ellas.

En este estudio se presentarán las bases macroeconómicas del modelo a utilizar; el estudio de sistemas de ecuaciones diferenciales simultáneas, cointegración y raíces unitarias. Así también, se describen los datos utilizados, además se realiza una descripción del comportamiento de las variables.

Con los resultados obtenidos se llega a una importante conclusión: la incapacidad para determinar el estado estacionario al no contar con el valor de la dinámica de los saldos reales hace que la producción de pleno empleo sea imposible de cuantificar.

INDICE

INTRODUCCION	11
CAPITULO 1: MARCO TEORICO	14
1.1 Estática vs. Dinámica	14
1.2 Sistema de Ecuaciones Diferenciales Simultáneas	16
1.3 Sistemas no estacionarios y Raíces Unitarias	20
1.4 Cointegración	23
1.5 Modelo IS-LM dinámico general	29
1.5.1 Requerimientos para la no negatividad de la pendiente	
de la producción	38
CAPITULO 2: LOS DATOS	42
2.1 Obtención de datos	42
2.1.1. Inflación Esperada	43
2.2 Análisis del comportamiento de las	
variables	. 45
2.2.1 Análisis gráfico de las series	45
2.2.2. Análisis Descriptivo.	. 49
2.2.2 Test de Estacionariedad	50

CAPITULO 3: EL MODELO	53
3.1 Resultados del modelo	.53
CAPITULO 4: CONCLUSIONES	. 58
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	61
ANEXO No. 1: ECUACIONES DIFERENCIALES	64
ANEXO No. 2: VALORES DE μ Y ν : MODELO CLASICO Y	
MODELO KEYNESIANO	66
ANEXO No. 3: CALCULO DE LAS RAICES DEL MODELO	
IS - LM DINAMICO	67
ANEXO NO. 4: ESTIMACION DE LA INFLACION	69
ANEXO No. 5: GRAFICO DE RESIDUOS, VALOR ACTUAL Y	
VALOR ESTIMADO DE LA INFLACION	.70
ANEXO No. 6: PRUEBA DE RESIDUOS DE LA ECUACION LM	е
IS	71



INDICE DE CUADROS

CUADRO No. 1: RAICES DEL SISTEMA DINAMICO	20
CUADRO No. 2: ESTADISTICAS DE LAS VARIABLES	50
CUADRO No. 3: RESULTADOS DEL TEST DE	
ESTACIONARIEDAD	. 51
CUADRO No. 5(a): PRUEBA DE RESIDUOS DE LA	
ECUACION LM	71
CUADRO NO.5(b): PRUEBA RESIDUOS DE	
LA ECUACION I IS	71

INDICE DE GRAFICOS

GRAFICO No. 1:	DINAMICA DE LOS SALDOS REALES	36
GRAFICO No. 2:	DIAGRAMA DE FASE DEL SISTEMA	38
GRAFICO No. 3:	Tasa de inflación esperada	
	(1965:1 - 1999:4)	44
GRAFICO No. 4:	MEDIO CIRCULANTE	
	(1965:1 - 1999:4)	45
GRAFICO No. 5:	PRODUCTO INTERNO BRUTO	
	(1965:1-1999:4)	46
GRAFICO No. 6:	DEMANDA AGREGADA	
	(1965:1 - 1999:4)	47
GRAFICO No. 7:	TASA DE INTERES	
	(1965:1 - 1999:4)	48
GRAFICO No. 8:	TASA DE INFLACION	
	(1965:1 - 1999:4)	49
GRAFICO No.9: F	Residuos, valor actual y valor	
e	estimado de la inflación	70



INTRODUCCION

El marco en el que se desarrollan los actuales análisis económicos del modelo IS-LM está basado en el trabajo realizado por Hicks, quien partiendo de la interpretación de los elementos del trabajo de John Maynard Keynes, la *Teoría General de Empleo, Interés y dinero,* elaboró en este análisis una mediación entre los modelos estáticos y dinámicos y resumió las teorías keynesiana y neoclásica. Bajo la influencia inequívoca del sistema de equilibrio general walrasiano, Hicks expande el modelo a un contexto dinámico¹.

El modelo IS-LM continúa estudiándose medio siglo después de su introducción. A pesar de su sencillez y conveniencia en analizar la influencia de la política monetaria y fiscal en la demanda de producción y en los tipos de interés, pocos trabajos se han realizado acerca de su versión más sencilla.

Entre los libros que abordan este tema están el de Ott y Ott i Yoo (1975) con su libro *Teoría Macroeconómica*, en el cual se analiza la estabilidad del modelo IS-LM. Así también, Lorenz (1993) con *Economías*

¹ El concepto que Hicks adoptó emergió de las teorías de crecimiento y del ciclo propuestas en los años 1930. De acuerdo a su pensamiento, las dinámicas encierran "esas partes (de la teoría económica) donde cada cantidad debe ser fechada" (Hicks, 1986).

dinámicas no lineales y movimiento caótico, estudia la estabilidad del sistema calculando las trazas y determinantes de la matriz de coeficientes de las ecuaciones dinámicas, pero no incluye la versión más sencilla, sin embargo da una pauta de cómo tratarla.

Entre quienes realizaron un análisis sencillo del modelo está González y Calvet (2000), con *Un Análisis dinámico del Modelo IS-LM*, en el cual analizan el comportamiento dinámico del modelo IS-LM derivando las condiciones que han de cumplir las funciones IS y LM para que el equilibrio sea estable, luego plantean las ecuaciones del sector real y del sector monetario obteniendo del sistema la matriz jacobiana para calcular los valores propios del sistema lineal dinámico, finalmente exploran las condiciones que deben haber para enfrentar las fluctuaciones cíclicas en la economía. En dicho trabajo se llega a la conclusión de que el modelo IS-LM presenta un equilibrio que será estable si se cumplen algunas condiciones económicas como que la propensión a invertir sea positiva o que ésta sea mayor que la propensión a ahorrar, en cuyo caso el ajuste del sector monetario sería más rápido que el ajuste del sector real.

En la presente tesis se examinará un modelo lineal sencillo de economía cerrada, sin considerar el tipo de cambio.



La contribución del presente estudio radica en que, debido a la poca investigación del aspecto dinámico del modelo IS-LM, se ha tratado de abrir el camino para posteriores estudios en el Ecuador, donde pocos artículos han tocado este tema.

Demostrar la estabilidad de la economía ecuatoriana resulta un tema muy interesante y útil para conocer si los posibles shocks tendrán efectos permanentes o temporales, lo que ayudaría a una mejor toma de decisiones macroeconómicas. Asimismo, determinar si las variables estudiadas tienen relación de largo plazo da una pauta de su comportamiento en caso de perturbar una de ellas.

Este estudio se distribuye de la siguiente manera: en la primera parte, se presentará una breve descripción del marco teórico de este trabajo, el cual se refiere a las bases macroeconómicas del modelo a utilizar y el estudio de sistemas de ecuaciones diferenciales simultáneas, cointegración y raíces unitarias. En el Capítulo 2, se describen los datos utilizados, además se realiza una descripción del comportamiento de las variables. Los resultados de las estimaciones realizadas con el modelo se contemplan en la tercera sección para finalizar con las conclusiones.



1. MARCO TEORICO

1.1 ESTATICA vs DINAMICA

El término dinámica, tal como se aplica en el análisis económico, ha tenido diferentes significados a lo largo del tiempo y para diferentes economistas. Hoy, sin embargo, como uso corriente, éste término hace referencia a un tipo de análisis cuyo objeto es trazar o estudiar las trayectorias temporales específicas de las variables o bien determinar, para un tiempo dado, si esas variables tenderán a converger hacia ciertos valores de equilibrio.

Un rasgo sobresaliente del análisis dinámico es la afectación temporal de las variables, lo cual introduce la consideración explícita del tiempo en descripción. Esto puede hacerse por dos caminos: considerar el tiempo como una variable continua o discreta. En el primer caso, en cada punto del tiempo le ocurre algo a la variable (tal como en la capitalización continua del interés); mientras que en el segundo, la variable experimenta un cambio sólo una vez en cada período de tiempo (por ejemplo, si el interés es capitalizado sólo al final de cada seis meses). Para el caso de tiempo continuo, se utiliza el cálculo integral y las ecuaciones diferenciales y para el caso del tiempo discreto se utiliza los métodos de las ecuaciones en diferencias. En este trabajo, la definición de tiempo más apropiada es la de tiempo continuo.

El tipo estático del análisis falla al tener en cuenta dos importantes problemas,

- Primero, puesto que el proceso de ajuste puede requerir mucho tiempo hasta completarse, un estado de equilibrio como el determinado en un marco particular del análisis estático pierde su relevancia incluso antes de alcanzarse, mientras las fuerzas exógenas del modelo también experimentan ciertos cambios. Este es el llamado problema de cambios en un estado de equilibrio.
- El segundo consiste en que, aún cuando el proceso de ajuste continúe su curso sin ser perturbado, no se puede alcanzar el estado de equilibrio concebido en un análisis estático. Este sería el caso del denominado equilibrio inestable, el cual se caracteriza por el hecho de que el proceso de ajuste alejará las variables del estado de equilibrio, en vez de acercarlas progresivamente. Por tanto, descuidar el proceso de ajuste es dejar de lado el problema de la accesibilidad al equilibrio.



1.2 SISTEMA DE ECUACIONES DIFERENCIALES SIMULTANEAS

Una ecuación diferencial se define como cualquier ecuación que contenga expresiones diferenciales o derivadas.

Un sistema general de primer orden de dos ecuaciones diferenciales puede ser escrita como:

$$x = F(x, y, t)$$

$$y = G(x, y, t)$$
CIB-ESPOL

Se trata de un sistema de primer orden porque envuelve la primera derivada de ambas funciones desconocidas

Considerando el sistema:

$$x = a_{11}x + a_{12}y,$$
 $y = a_{21}x + a_{22}y$ (1)

Se asume que la matriz de coeficientes,

$$H = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, \tag{2}$$

es no singular.

Para hallar la solución de (1), se puede utilizar

$$x = Ae^{\lambda t}$$
 $y x = Be^{\lambda t}$, (3)

donde A, B y λ son constantes a ser determinadas. La ecuación en (3) implica

Sustituyendo (3') en (1), se obtendría:
$$(a_{11} - \lambda)x + a_{12}y = 0, \qquad a_{21}x + (a_{22} - \lambda)y = 0$$
 (3')

Sustituyendo (3) en (4), resulta:

$$(a_{11} - \lambda)A + a_{12}B = 0,$$
 $a_{12}A + (a_{22} - \lambda)B = 0$ (5)

Si estas expresiones se trasladan a la forma matricial, se tendría:

$$\begin{bmatrix} a_{11} - \lambda & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} - \lambda \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A \\ B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$
 (6)

De esta forma se pude apreciar que si A=B=0, la ecuación (6) tendría una solución trivial. Entonces, para tener soluciones no triviales se requiere que la matriz H sea singular o, en otras palabras, tener un determinante de la matriz cero; como se muestra en (7):

$$\frac{a_{11} - \lambda}{a_{21}} = \frac{a_{12}}{a_{22} - \lambda} = 0$$
, o $\det[H - \lambda I] = 0$ (7)

Donde / es una matriz identidad de 2 x 2. La ecuación (7) es llamada ecuación característica de la matriz H y las raíces de (7) son los valores característicos o raíces características de la matriz H.

Las raíces de (7) se obtienen resolviendo,

$$\lambda^2 - p\lambda + q = 0, (8)$$

donde p= a₁₁+a₂₂ y q= a11a₂₂ - a₂₁a₁₂, o sea,

$$\lambda^2 - (a_{11} + a_{22})\lambda + (a_{11}a_{22} - a_{21}a_{12}) = 0$$
 (8')

a su vez, las raíces características se hallan con la fórmula general,

$$\lambda_{i=}\frac{1}{2}\left[p\pm\sqrt{p^2-4q}\right]$$

$$=\frac{1}{2}\left[\left(a_{11}+a_{22}\right)\pm\sqrt{\left(a_{11}+a_{22}\right)^{2}-4\left(a_{11}a_{22}-a_{21}a_{12}\right)}\right] \tag{9}$$

Reemplazando λ_1 y λ_2 en (7) se llega a la solución no trivial (A₁,B₁).

Luego,



$$x = A_1 e^{\lambda_1 t}, \qquad y = B_1 e^{\lambda_1 t},$$

es una solución no trivial del sistema (1). De forma similar, con λ_2 se encuentra otra solución no trivial

$$x = A_2 e^{\lambda_2 t}, \qquad y = B_2 e^{\lambda_2 t},$$

Una vez halladas las soluciones del sistema de ecuaciones, para comprobar la estabilidad dinámica del equilibrio se necesita conocer los signos algebraicos de las dos raíces.

En el caso de que $\lambda_1 \neq \lambda_2$, existen tres combinaciones de signo: que ambas raíces sean negativas, ambas positivas y con signos opuestos². Esto se resume en el Cuadro No. 1.



 $^{^2}$ En el modelo planteado no existe la posibilidad de obtener una raíz con el valor de cero pues se ha descartado que el determinante de la matriz H, es decir $a_{11}a_{22}$ - $a_{21}a_{12}$, sea igual a cero. Pero, si no se utiliza este supuesto un valor característico o propio puede resultar cero, en ese caso el espacio propio correspondiente a cero es simplemente el espacio nulo de H.

Cuadro No. 1 Raíces del Sistema Dinámico

		λ,	
		>0	<0
	>0	INESTABLE	SENDA ESTABLE DEL PUNTO DE SILLA
λ_2	<0	SENDA ESTABLE DEL PUNTO DE SILLA	ESTABLE

Fuente: Mathematics for Economists, Paul Simon

Elaboración: Lupe Largo Largo



1.3 SISTEMAS NO ESTACIONARIOS Y RAÍCES UNITARIAS

Considerando el siguiente proceso AR(1):

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + u_t \tag{10}$$

asumiendo que el término de error u_t , es **ruido blanco**³, se dice que un *proceso estocástico*⁴ estacionario es el conjunto de variables que tienen la misma distribución independientemente del tiempo t. Es decir, las variables aleatorias que componen un proceso estocástico

Llamado también *equilibrio inestable*, pues un punto de silla es estable en algunas direcciones, pero inestable en otras. En un punto de silla hay dos trayectorias que llevan hacia el equilibrio y dos trayectorias que alejan de él.

³ Se llama *ruido blanco* a una sucesión de variable aleatorias con esperanza cero, Igual varianza, e independientes en el tiempo. (Novales, 1998)

Se denomina proceso estocástico a una sucesión de variables aleatorias $\{y_t\}_{t=-\infty,\ldots,-2,-1,0,1,2,\ldots,\infty}$

estacionario están idénticamente distribuidas, donde la esperanza, la varianza y la covarianza de las variables no dependen del tiempo.

Si $|\beta|$ <1 en la ecuación (10), se cumplen las condiciones antes mencionadas sobre la media, la varianza y las covarianzas de la serie y, denominándose **estacionaria en covarianzas**.

Asimismo, cuando β =**1** el proceso AR(1) tiene una raíz unitaria. La ecuación (10) queda como sigue:

$$Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \mu_t$$
 (11)

la cual es llamada paseo aleatorio con constante. Hallando la esperanza condicional

$$E(Y_t|Y_0) = \alpha t + Y_0$$

se puede apreciar que esta aumenta o disminuye sin límite de acuerdo a los movimientos del t. La varianza condicional es,

$$var(Y_t|Y_0)=E[(Y_t - E(Y_t|Y_0))^2]$$

$$=E[(u_t+u_{t-1}+...+u_1)^2]$$

$$=t\sigma^2$$

la cual se incrementa de acuerdo al tiempo.

De esta forma, se considera la ecuación (10) un caso de raíz unitaria, pues la media y la varianza incondicional de y no existen, por lo tanto dicha serie es no estacionaria.

Finalmente, cuando |β|>1 la serie tiene un comportamiento explosivo, careciendo de sentido económico.

Con el fin de determinar la estacionariedad de las series, en este trabajo se utiliza la prueba de Phillips-Perron; el cual toma como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria H_0 : ρ =1 contra la alternativa H_1 : ρ <1.

Para probar la hipótesis nula de raíz unitaria en y_t mediante el estimador MCO, no se puede usar la prueba t común. Bajo la hipótesis nula de no estacionariedad, el estadístico-t no sigue su propia distribución, al contrario de lo que sucede cuando el proceso y_t es estacionario. Además, estas pruebas convencionales tienden a sobrerrechazar la nula de presencia de una raíz unitaria.

Sin embargo, pruebas como las de Dickey-Fuller (*DF*) y Dickey-Fuller Aumentado (*ADF*) tienen poca potencia. Perron (1989) muestra que, en el caso de que exista un quiebre estructural en una serie que de otro modo es estacionaria, las pruebas DF y ADF conducen a no rechazar

la nula de raíz unitaria. Por esta razón y porque no se conoce la distribución de los residuos de la ecuación (11), en esta tesis se utiliza la prueba de Phillips Perron el cual usa los residuos de un modelo de primer orden para corregir el estadístico-t.

1.4 COINTEGRACION

La cointegración implica el uso de variables integradas, una variable es integrada de orden d admite una representación ARMA estacionaria e invertible. En este caso la variable x_t es I(d).

Una variable I(0) es estacionaria y tiene las siguientes características,

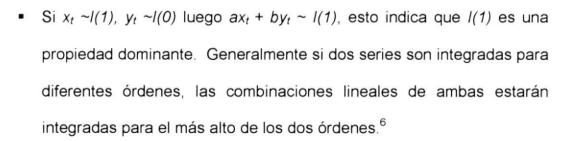
- Varianza finita e independencia del tiempo.
- Una perturbación sobre su nivel tiene un efecto transitorio, mas no permanente.
- Los valores sucesivos de su función de autocorrelación decrecen rápidamente hacia cero.
- Esta variable no presentará intervalos, lo cual significa que no habrá una diferencia importante entre dos cruces consecutivos con su valor medio.

Una variable I(d) con $d \ge 1$ presenta, en cambio, lo siguiente:

- Su varianza aumenta generalmente al transcurrir el tiempo, tendiendo al infinito.
- Una perturbación sobre su nivel tiene efectos permanentes.
- Los valores de su función de autocorrelación decrecen sólo muy lentamente hacia cero.
- El número esperado de períodos que deben transcurrir entre dos cruces consecutivos con su valor central es infinito.

Existen cinco reglas referentes a combinaciones lineales de series integradas⁵:

- Si $x_t \sim I(0)$ luego $a + bx_t$ es I(0)
- Si $x_t \sim l(1)$ luego $a + bx_t$ es l(1)
- Si x_t , y_t son ambas I(0) luego $ax_t + by_t$ es I(0)



Generalmente si x_t, y_t son I(1) entonces ax_t + by_t será I(1).

CIB-ESPOL

⁵ Maddala, G.S. e In - Moo Kim (1999), Unit Roots, Cointegration and Structural Change

⁶ Greene, William (1999), Análisis Econométrico, New York University.

Una característica muy importante de las variables I(1) se refiere a que puede haber una combinación lineal de estas variables que sean I(0) o estacionaria y con media cero. Si esto ocurre, entonces estas variables están *cointegradas*. El concepto de cointegración fue introducido por Granger (1981) donde se consideran dos variables y_t y x_t las cuales son I(1). Entonces, estas variables pueden estar cointegradas si existe un β^7 tal que y_t - βx_t es I(0). De lo cual se puede concluir que y_t y x_t están cointegradas (CI(1,1)). De forma general, si y_t es I(d) y x_t es I(b), entonces y_t y x_t son CI(d,b); entonces y_t βx_t es I(d-b) con b>0.

Lo anterior explica la siguiente regresión,

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \tag{12}$$

porque y_t y x_t , siendo ambas I(1), existe un β tal que la ecuación (12) sea I(0). Si las dos series son I(1), esta diferencia entre ellas tiene que ser estable alrededor de una media fija. Entonces, se puede concluir lo siguiente:

- Las series no se mueven alejadas la una de la otra a través del tiempo,
 o
- Las series crecen simultáneamente a la misma tasa. De esta forma,
 hay una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas.

25

 $^{^{7}}$ β es el vector de cointegración (para el caso de dos variables sería un escalar). En el caso de dos variables, si hay cointegración, se puede demostrar que el β es único. Pero, en el caso de más de dos variables, el vector de cointegración ya no sería el único.

Si las dos series están cointegradas se puede distinguir, además de su relación de largo plazo, la *dinámica de corto plazo*, es decir, las relaciones entre las desviaciones de y_t respecto de su tendencia a corto plazo y las desviaciones de x_t respecto de su tendencia a corto plazo.

Con la finalidad de no distorsionar las relaciones a largo plazo entre y_t y x_t , los datos a utilizar no se pueden diferenciar. Por tal motivo, en el presente estudio se trató a las variables en niveles.

Si y_t y x_t no están cointegradas, lo que significa que y_t - $\beta x_t = u_t$ es también I(1), entonces y_t y x_t se moverán lejos una de la otra en el tiempo. En este caso la relación entre y_t y x_t es *espuria*. En esta tesis esto no es un problema, debido a que los errores de las regresiones son estacionarios, es decir las variables utilizadas cointegran.

Para probar la cointegración de las variables, al estimar por MCO, el β coincidirá con la constante de cointegración y los residuos serán estacionarios. El estimador MCO es consistente a pesar de que las dos variables son no estacionarias; más aún, el estimador MCO resulta superconsistente, puesto que converge al verdadero valor de los coeficientes α y β ; por tanto, la diferencia entre $\beta - \beta$ converge

asintóticamente a una normal.

CIB-ESPO

Por esta razón se probó por el método de Engle y Granger (1987), el cual consiste en estimar la regresión cointegradora por MCO, obteniendo los residuos \hat{u}_t y aplicando pruebas de raíces unitarias para los mismos. Ahora, si los errores en las regresiones de cointegración son I(0), estacionarios o ruido blanco, entonces se dice que las variables cointegran.

Las pruebas de raíces unitarias se trabajaron bajo la hipótesis nula de que u_t tiene raíz unitaria, lo que a su vez significa que no hay cointegración. En otras palabras, si la hipótesis nula es que hay cointegración, esto tiene que estar basado en la estacionariedad como la hipótesis nula de u_t .

Para concluir, es necesario conocer algunas ideas básicas en relación a la importancia de la cointegración en la especificación y estimación de modelos de regresión:

- No pueden mezclarse variables de distintos órdenes de integración en una regresión y esperar que los resultados estadísticos estén justificados rigurosamente.
- Si se pretende generalizar una regresión estática incluyendo retardos para obtener su versión dinámica, es esencial incorporar retardos de

todas las variables que entran en la regresión estática o, al menos, de todas las variables que parezcan relevantes en dicha regresión.

- Cuando se especifica una regresión dinámica, la propia riqueza de la estructura dinámica puede hacer que los residuos aparenten ser estacionarios en una muestra finita cuando en realidad las variables que aparecen en el modelo no estén cointegradas, en cuyo caso los procesos de inferencia habitual no serían válidos.
- En la especificación de una relación dinámica entre variables económicas puede adoptarse una estrategia de seleccionar variables cointegradas, especificar su relación de largo plazo o regresión de cointegración, y su estimación, así como su modelo de corrección de error. Alternativamente, puede procederse especificando un modelo dinámico muy general en el que ir imponiendo restricciones para llegar a un modelo dinámico sencillo.



1.5 MODELO IS-LM DINÁMICO

Se plantea un sistema económico descrito por un modelo IS-LM, que contempla el comportamiento agregado de los mercados de bienes y servicios y de los mercados financieros.

Para la formulación del modelo se establecen ecuaciones de naturaleza lineal. Una restricción importante del modelo es la consideración de la Oferta Monetaria que se presume exógena, por entenderla bajo control del Banco Central.

Al modelo se le introduce una ecuación dinámica del ajuste de los precios a corto plazo y otra ecuación relativa a la dinámica de la oferta. No se supondrá previsión perfecta de las expectativas de inflación, sino que se utilizará para la demanda agregada expectativas racionales.

Los modelos de corte keynesiano incluyen algún canal de transmisión, por ejemplo, Hicks (1937) introduce el tipo de interés. A partir de la condición de equilibrio del mercado de dinero, denominado como ecuación LM, expresado en logaritmos, se tiene:

$$LM: m - p = \psi y - \alpha i \tag{13}$$

y con el equilibrio del mercado de bienes, denominado como ecuación IS:

IS:
$$y^d = \beta_{0-}\beta_1(i-p^e)$$
 (14)

Despejando la tasa de interés *i* de la ecuación (13) y reemplazándola en la (14) obtenemos la ecuación de la demanda agregada:

DA:
$$y^d = \beta_0 - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} y + \frac{\beta_1}{\alpha} l + \beta_1 p^e$$
 (15)



Dinámica de los precios8:

Si se supone inicialmente el nivel de producción de equilibrio es el de pleno empleo, $y = \overline{y}$, que delimita el equilibrio a largo plazo o estacionario de la economía⁹. Resumiéndose en la siguiente ecuación,

$$\frac{d\ln P}{dt} = p = \mu (y - \overline{y}) \tag{16}$$

⁸ Esta ecuación es el resultado de la combinación de tres relaciones: una entre salarios y precios, otra entre salarios y nivel de desempleo (curva de Phillips) y, por últimos una relación entre el nivel de desempleo y la desviación de la producción real respecto a su nivel de pleno empleo. (Ley de Okun). (Argandoña, 1996)

⁹ Definido como aquel en que la utilización de la capacidad productiva instalada y de la fuerza laboral están en su nivel natural.

Donde se supone que en el mercado de bienes los precios se ajustan lentamente al exceso de demanda u oferta existente. Por lo que, en este mercado pueden existir desequilibrios transitorios que contrastan con el equilibrio continuo del mercado de dinero, siendo μ un parámetro positivo que mide la velocidad de ajuste del mercado de bienes. Como se puede observar, si se incrementa la actividad económica, $y>\bar{y}$, el exceso de demanda de bienes y de factores hará que suban los costos y precios. Entonces, se puede concluir que la inflación posee un componente cíclico que depende de una brecha de la producción.

Dinámica de la oferta:

Tomando en cuenta la ecuación (17),

$$\frac{d\ln Y}{dt} = y = v(y^d - y) \tag{17}$$

el v representa un parámetro positivo que captura la velocidad de ajuste de la producción ante los excesos de demanda u oferta de la economía. En esta ecuación, la producción responde a los desequilibrios entre oferta y demanda agregada, si aumenta la demanda agregada, la

producción aumentará también. Pero, dado que la producción responde lentamente, el ajuste no es instantáneo.

Con previsión perfecta:

Respecto a la previsión de los precios, en la ecuación (18) se representa la perfecta previsión de los mismo,

$$p = p^{\theta} \tag{18}$$

Los valores de los parámetros v y μ comprueban si el modelo es de corte clásico o de corte keynesiano (Véase Anexo No. 2).

La dinámica del modelo se representa por dos ecuaciones diferenciales que rigen el comportamiento temporal de las variables: una para el stock real de dinero, l=m-p, y la otra para la producción y. Se obtiene la dinámica de la producción introduciendo la función de demanda agregada en la dinámica de la oferta:

$$y = v(y^d - y)$$

CIB-ESPOL

$$= v \left[\beta_0 - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} y + \frac{\beta_1}{\alpha} I + \beta_1 \rho^{\Theta} - y \right]$$
 (19)

con el supuesto de previsión perfecta, $p = p^e$, reemplazando $p = \mu(y - \overline{y})$ en la ecuación (19) tenemos:

$$\dot{y} = v \left[\beta_0 - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} y + \frac{\beta_1}{\alpha} I + \beta_1 \mu (y - y) - y \right]$$
 20)

Mediante manipulaciones algebraicas se llega a,

$$= v \left[\beta_0 + \frac{\beta_1 l}{\alpha} + \left(\beta_1 \mu - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} - 1 \right) y - \beta_1 \mu \overline{y} \right]$$
 (21)

donde se define el comportamiento de la producción. Como se dijo anteriormente, la producción real aumenta cuando se genera un exceso de demanda y disminuye cuando aparece un exceso de oferta.

En la teoría económica los saldos reales son definidos como la cantidad nominal de dinero dividida por el nivel de precios que en valores logarítmicos - medida en que se están usando los datos- serían: *I=m-p* y expresados en términos de variación:

$$I = m - p \tag{22}$$

debido a que no existe crecimiento en la economía por encontrarse en un estado estacionario, entonces el aumento del stock nominal de dinero es nulo (m = 0). Por tanto, la ecuación (18) queda expresada como:

$$I = -\rho = \mu (y - \overline{y}) \tag{23}$$

la ecuación (23) define una relación inversa entre la tasa de crecimiento de los saldos reales y la inflación y también sirve para definir comportamiento de los precios.

Las ecuaciones (21) y (23) forman un sistema de ecuaciones diferenciales simultáneas que rigen el comportamiento dinámico del stock real de dinero (la tasa de inflación a su vez) y de la producción real. Los valores de equilibrio de la producción y de los saldos reales a largo plazo, simbolizadas por $l \in y$, satisfacen el sistema cuando ambas variables se estabilizan. Además, en el estado estacionario, l y y son iguales a cero debido a que no se mueven cuando la economía está quieta.

Es decir,

$$I = m - p = 0
 y = 0$$
(24)

En el estado estacionario la producción real es igual a la de pleno empleo y la tasa de inflación es nula.

Si l=0 esto implica que $l=y=\overline{y}$, por lo que la recta l=0 será vertical a ese nivel de producción. A la derecha de la función l=0 (Véase Gráfico 1) la inflación es positiva y la cantidad real de dinero disminuye, ya que el stock nominal de dinero es contante. A la izquierda se origina deflación y, por tanto, los saldos reales crecen, como se aprecia en la siguiente demostración:

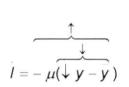
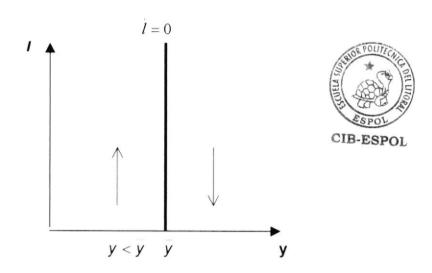




GRAFICO NO. 1 DINÁMICAS DE LOS SALDOS REALES



Regresando a la ecuación (21), cuando $\dot{y}=0$, el nivel de producción viene dado por:

$$y = \frac{1}{\beta_1 \mu - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} - 1} \left[\beta_0 + \frac{\beta_1}{\alpha} I - \beta_1 \mu \overline{y} \right]$$
 (21)

La forma de la función y = 0 depende del signo de su pendiente, la cual es:

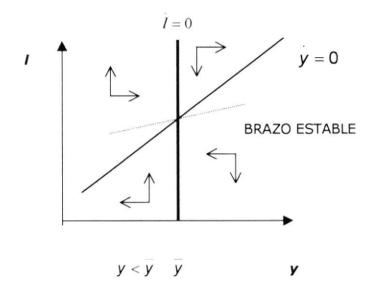
$$\frac{dy}{dI}_{y=0} = \frac{-\frac{\beta_1}{\alpha}}{\beta_1 \mu - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} - 1}$$
 (22)

la cual puede resultar positiva, igual a cero o negativa de pendiendo del signo del denominador. Para garantizar la estabilidad del sistema, se supone que la pendiente de la línea y=0 es positiva, es decir $\beta_1\mu-\frac{\beta_1\psi}{\alpha}-1<0$.

Ahora, al revisar las dinámicas sobre la producción, es posible destacar que las combinaciones de cantidad real de dinero y producción real situadas por encima de la línea y=0 indican un exceso de demanda de bienes, por lo tanto y de acuerdo a la ecuación de la dinámica de la oferta, la producción real crecerá, al contrario de las combinaciones (l,y) situadas por debajo de la función y=0, indicando un exceso de oferta de bienes y tendencia a que la producción decrezca.

La combinación de estas dos líneas (Î y y), dan el punto de equilibrio del sistema, en cuyo diagrama de fase, aparecen las flechas que indican el cambio de las variables endógenas del sistema y el posible brazo estable (saddle path).

GRAFICO No.2 DIAGRAMA DE FASE DEL SISTEMA



1.5.1 Requerimientos para la no negatividad de la pendiente de la producción

Cuando la producción crece, se producen ciertos efectos que pueden ser analizados matemáticamente y económicamente en las ecuaciones anteriormente vistas. Estos efectos son:

- 1. Efecto Renta
- 2. Efecto Mundell Tobin
- 3. Efecto del exceso de demanda

- 1. Efecto Renta, reflejado en el término $-\beta_1\mu$ α . Cuando se produce un aumento en la oferta de bienes, se incrementa la demanda de dinero (por el coeficiente ψ en la ecuación (13)) lo que empujaría las tasas de interés nominal a la alza (según α en la (13)), si la cantidad e dinero no se expande. Entonces, esto provoca un desaliento en la demanda agregada de la economía (según β_1 en la (14)) y provoca una disminución en la tasa de crecimiento del producto.
- 2. Efecto Mundell Tobin, capturado en el término $\mu\beta_1$. Un aumento en la producción genera inflación (según μ en la (16)); que bajo previsión perfecta disminuye el tipo de interés real (según β_1 en la (14)), alentando la demanda agregada, lo que provoca un mayor crecimiento de la producción.
- Efecto del exceso de oferta, recogido por el término -1. Afecta directamente a la tasa de crecimiento de la producción por la ecuación (17).

Para que el sistema sea estable el efecto renta y el efecto del exceso de oferta deben ser dominantes ante el efecto Mundell-Tobin. De lo contrario, el crecimiento de la actividad llevaría nuevos crecimientos de la producción y el sistema sería inestable

Otro método de comprobar la estabilidad del sistema es por medio de sus raíces características.

Así, formando un sistema con las ecuaciones (21) y (23) es posible conseguir la matriz de coeficientes del sistema, de la cual se obtendrán las raíces como se vio en el epígrafe 1.2 de Sistema de Ecuaciones Diferenciales Simultáneas.

Formando el sistema:

$$\begin{bmatrix} \dot{y} \\ \dot{l} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v \left(\beta_1 \mu - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} - 1 \right) & v \frac{\beta_1}{\alpha} \\ \mu & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y \\ l \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v \beta_0 - \beta_1 \mu \bar{y} \\ -\mu \bar{y} \end{bmatrix}$$



$$\begin{bmatrix} y \\ y \\ l \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} y \\ l \end{bmatrix} + B$$

donde A es la matriz de coeficientes de las variables y y l, B es el vector de variables exógenas o predeterminadas.

Restringiendo la expresión matricial del modelo, se obtienen los valores de equilibrio de largo plazo:

$$\begin{bmatrix} \bar{y} \\ I \end{bmatrix} = -A^{-1}B$$

Llegando la ecuación característica del determinante de $A - \lambda I$,

Det
$$A - \lambda I = v \left(\beta_1 \mu - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} - 1 \right) - \lambda \quad v \frac{\beta_1}{\alpha} - \lambda$$

$$\Rightarrow \lambda^2 - \nu \left(\beta_1 \mu - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} - 1 \right) \lambda - \mu \nu \left(\frac{\beta_1}{\alpha} \right) = 0$$

se pueden obtener las raíces características con las cuales es posible comprobar la estabilidad o inestabilidad del sistema:

$$\lambda_{1} = \frac{v\left(\beta_{1}\mu - \frac{\beta_{1}\psi}{\alpha} - 1\right) \pm \left[v\left(\beta_{1}\mu - \frac{\beta_{1}\psi}{\alpha} - 1\right)\right]^{2} + 4\mu v\left(\frac{\beta_{1}}{\alpha}\right)}{2}$$

Dependiendo de los coeficientes, se tendrán raíces positivas (no estable), negativas (estable) o ambas (punto de silla). Véase Cuadro no.

1.

2. LOS DATOS

2.1 OBTENCION DE DATOS

Con el fin de realizar un mejor análisis econométrico, se recomienda utilizar la mayor longitud de datos que se pueda obtener. Para la presente tesis se utilizaron datos trimestrales a partir del año 1965 debido a que el PIB real proporcionado por el Banco Central del Ecuador tiene esta frecuencia.

Las variables utilizadas fueron proporcionadas por la Biblioteca del Banco Central del Ecuador y son:

- Cantidad nominal de dinero (m). Se escogió M1¹⁰ (especies monetarias en circulación y depósitos monetarios a la vista que poseen los agentes económicos en las instituciones financieras).
- Nivel de precios (p) con base en el período de septiembre de 1994
 a agosto de 1995.
- Cantidad demandada de bienes (y^d), obtenida sumando el consumo de los hogares, el consumo del gobierno, la formación bruta de capital fijo y las exportaciones.

42

¹⁰ Definida en el sentido estricto como la *liquidez* en moneda nacional a disposición del público. (Nota técnica 18).

- Producción real (y) con año base 1975, la cual es la diferencia entre la demanda de bienes y las importaciones¹¹.
- Tasa de interés¹² (i), la cual tuvo que ser trimestralizada.
- La inflación (p).
- La tasa de inflación esperada (p^e).
- Tasa de crecimiento de la producción (y).
- Tasa de crecimiento de la cantidad de dinero (m).

Se utilizó el logaritmo de todas las variables exceptuando el caso de la tasa de interés y las tasas de crecimiento de la producción y los precios.

2.1.1. INFLACIÓN ESPERADA

El presente trabajo asume que los agentes forman sus expectativas de inflación utilizando de la mejor manera posible toda la información disponible hasta el tiempo t, en otras palabras, se asume expectativas racionales en los individuos.

43

¹¹ El hecho de utilizar las exportaciones e importaciones en el cálculo de la demanda y oferta agregada no invalida el supuesto de economía cerrada utilizado en este trabajo.

¹² Tasa de interés básica del Banco Central del Ecuador.

Para obtener la inflación esperada representada en el Gráfico No.3, se analizó el proceso que seguía la inflación observada, incluyendo una constante y cuatro variables estacionales debido a que los datos se encuentran en una frecuencia trimestral. Bajo la hipótesis nula de que los betas no son significativos, es decir H_o: β=0, se procedió a eliminar los coeficientes de las variables que tenían el valor calculado mayor que el Valor-P de 0.5 (Véase Anexo No. 4)

Una vez estimado el proceso de la inflación (cuya regresión arrojó residuos ruido blanco) se obtuvo los valores esperados por los agentes (Véase Anexo No. 5).

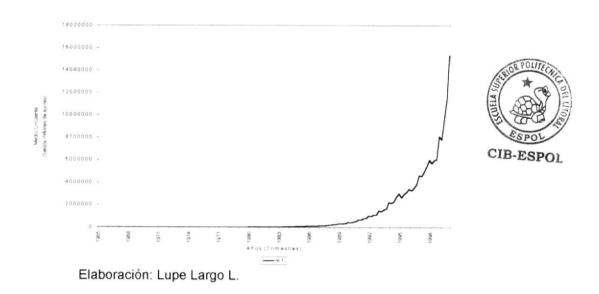
Elaboración: Lupe Largo L.

2.2 ANÁLISIS DEL COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES

2.2.1 ANÁLISIS GRÁFICO

Como se puede apreciar en el Gráfico No. 4, la cantidad de medio circulante en el Ecuador siempre ha estado en ascenso debido al crecimiento de la economía y la mayor demanda de dinero.

GRAFICO No. 4 MEDIO CIRCULANTE (1965:1 - 1999:4)



El Gráfico No.5 presenta la evolución del PIB. En la década de los sesenta el Producto Interno Bruto creció en promedio 1.69 por ciento anual debido principalmente a la inestabilidad política y económica; ya para el año 1970 debido a las bajas reservas de divisa y la mala política cambiaria, el PIB cayó de 4297.60 en el cuarto trimestre del año 1969 a 100.10 en el primer trimestre de 1970.

Pero a partir de 1972, con la devaluación del dólar decretada por Richard Nixon y con las primeras exportaciones de petróleo ecuatoriano se inició un nuevo auge económico, las ventas petroleras permitieron que el rubro de las exportaciones dentro de la estructura del PIB aumentara de 15 por ciento que se encontraba en 1969 a 24 por ciento.

GRAFICO No. 5

Elaboración: Lupe Largo L.

En los años 80 el enorme endeudamiento de la década pasada, la alta inflación, la caída de la RMI, la excesiva especulación de tierras además de factores como la guerra con Perú y el fenómeno de El Niño provocaron que el PIB que venía creciendo al 1 por ciento trimestral, disminuyera gradualmente, sobretodo del cuarto trimestre del año 1986 al primer trimestre del año 1987.

Para los años noventa, pese a las continuas devaluaciones, el Ecuador tuvo el PIB más alto de su historia, pero a partir de 1995, la economía ecuatoriana fue afectada por factores como la guerra con el Perú, la crisis del sudeste asiático. La recesión económica se agudizó a partir del cuarto trimestre del año 1998, por la drástica reducción de las exportaciones, el aumento del dólar, los egresos descontrolados e ingresos inflados lo que provocó el colapso del sistema financiero.

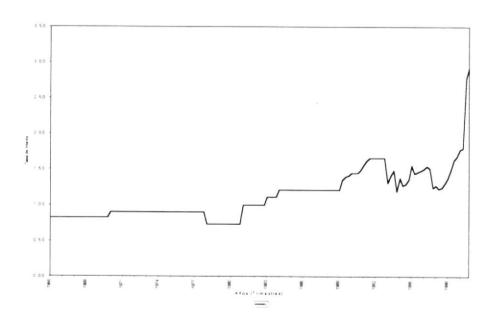
El comportamiento de la demanda agregada tiene forma parecida a la oferta agregada de bienes como se ve en el Gráfico No. 6, es decir aumenta y disminuye por similares motivos, la demanda a caído abruptamente como sucedió en 1982.



GRAFICO No. 6 DEMANDA AGREGADA (1965:1 - 1999:4)

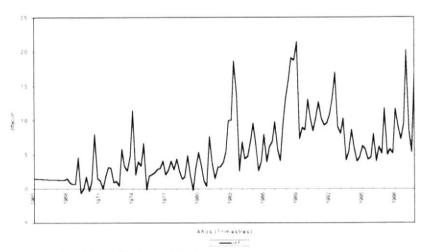
Las tasas de interés del país, presentadas en el Gráfico No.7, se fijaban por decreto dependiendo de la política monetaria y la política cambiaria emprendida por el gobierno de turno, esto duró hasta 1992 luego de lo cual se dejó la fijación de las tasas de interés a manos del mercado. Estas se caracterizan por una tendencia alcista como consecuencia, en gran parte, del alto riesgo del Ecuador así como también a las altas tasas de inflación.

GRAFICO No. 7
TASA DE INTERES(1965:1 - 1999:4)
Elaboración: Lupe Largo L.



A partir del continuo endeudamiento y de factores tanto naturales como bélicos que afectaron la economía ecuatoriana, los precios comenzaron a subir de una manera sorprendente, inducidos por continuas devaluaciones, disminución en exportaciones, la inestable situación política en el período de 1996 a 1998, entre otros; todo esto se ve reflejado en una ascendente y variada inflación (Gráfico No.8).

GRAFICO No. 8 TASA DE INFLACION (1965:1 - 1999:4)





Elaboración: Lupe Largo L.

2.2.2. ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Pasando al análisis descriptivo de las series es posible darse cuenta que, después de la inflación, la tasa de interés en el Ecuador presenta una volatilidad muy alta. Por otro lado, la cantidad demandada de bienes

sobrepasa a lo ofrecido ocasionando un déficit, lo que explica en parte el aumento continuo de los precios. El resumen de las estadísticas descriptivas está presentado en el Cuadro No.2.

CUADRO NO.2 ESTADISTICAS DE LAS VARIABLES

VARIABLES	MEDIA	VOLATILIDAD
m	11.34978	0.224851
р	1.223173	1.941222
У	10.38277	0.045968
yd	10.60620	0.043535
i	1.113857	0.271024
Inflación	5.683617	0.829428
Inflación esperada	6.164576	0.563245



Elaboración: Lupe Largo L.

2.2.3 Test de Estacionariedad

Para determinar la integración de las variables se probó estadísticamente la estacionariedad de las mismas; es decir, si las series de tiempo eran

integradas de orden cero -I(0)- como se vio en el Capítulo 1, o si tenían raíz unitaria, lo que indicaría que no hay un comportamiento estable de largo plazo en niveles.

Estos resultados se encuentran a continuación en el Cuadro No.3.

CUADRO No. 3
RESULTADOS DE LA PRUEBA DE ESTACIONARIEDAD

	Valor Calculado	
	En niveles	Primeras Diferencias
m	-0.573269	-17.46372
р	-1.281159	-6.946402
y	-0.275572	-8.234153
i	-2.405095	-13.29299
yd	-0.257736	-9.367441
Inflación	-6.921608	-17.60748
Inflación Esperada	-5.253312	-15.56652

Valores Críticos*

	En niveles
Al 1%	-4.0263
AI 5%	-3.4426
Al 10%	-3.1457

Elaboración: Lupe Largo L.

Valores críticos de McKinnon para rechazar la hipótesis de raíz unitaria. McKinnon (1991) simuló valores críticos para un gran número de tamaños de muestras y regresores, creando una tabla de los mismos y los que son válidos tanto para el test ADF como para el PP. La distribución asintótica del estimador t del test de PP es consistente con los valores críticos de McKinnon

Se ha probado la existencia de raíz unitaria de las principales series, utilizando el análisis formal del test de Phillips-Perron, en cuyos resultados se prueba claramente la no estacionariedad de las variables. Para este análisis se incluyó en la ecuación de la prueba una tendencia y su intercepto en todas las variables debido a la forma de las mismas,

En este cuadro se puede apreciar que se rechaza fuertemente la presencia de raíz unitaria en sus primeras diferencias a un nivel de confianza del 99%, mientras que las variables en niveles muestran claramente la existencia de no estacionariedad (sobretodo la serie de la demanda agregada y la producción).

Asimismo, tanto la inflación como la inflación esperada son estacionarias en niveles, al 99% de confianza, pues son el resultado de la diferenciación de los precios, los cuales son estacionarios en primeras diferencias

El hecho de que todas las variables tengan el mismo orden de integración -I(1)-, cumple con el requisito que se revisó en el Capítulo 1 para realizar las ecuaciones de cointegración IS y LM que se utilizarán más adelante.

3. EL MODELO

3.1 RESULTADOS DEL MODELO

Una que vez que se ha comprobado el orden de integración de las variables, se procedió a estimar la ecuación del equilibrio del mercado de dinero y del equilibrio del mercado de bienes.

La **ecuación LM** utilizó logaritmos de las variables trimestrales en niveles, como exige una ecuación de cointegración: el medio circulante, el nivel de precios, la oferta agregada de bienes y la tasa de interés. Siguiendo la ecuación (13), se estimaron los valores de ψ y α , los que resultaron significativos dado su Valor p de 0, se obtuvo:

$$m - p = 1.069621 y - 0.879019 i$$

Como resultado de esta ecuación de cointegración los residuos resultaron ruido blanco, lo que se aprecia en el Anexo No. 5 (a). Los coeficientes estimados, 1.06 y –0.87, son elasticidades de la producción y tasas de interés respecto a los saldos reales.

La negatividad de α implica que a un aumento marginal de la tasa de interés, la demanda de saldos reales disminuirá en una magnitud

aproximada de 0.87%. Por otro lado, si la producción aumenta 1%, la demanda de saldos reales variará positivamente en 1.06%.

De acuerdo a la ecuación (14), en la estimación de la **ecuación IS** se tomaron logaritmos a las variables trimestrales en niveles, tal como una ecuación de cointegración necesita: la demanda agregada, una constante, la tasa de interés -trimestralizada - y la inflación estimada, es decir, con expectativas racionales. Los coeficientes de esta regresión resultaron significativos con un Valor P de cero,

yd: 10.36898 - 0.066686(i - inflacestimada)

Esta regresión arroja residuos ruido (Véase Anexo No. 5 (b)). Donde c incorpora el gasto público, consumo e inversión e influye positivamente en la demanda agregada. Contrariamente, por cada incremento marginal de la tasa de interés real, la DA disminuye en 0.066%.

Con la finalidad de obtener el valor del parámetro que captura la velocidad de ajuste de la producción, v, en la ecuación dinámica de la producción, siguiendo el patrón de (17), se utilizó la variación de la producción, la demanda agregada y la oferta agregada de bienes, este valor resultó significativo con un Valor P de cero:

v = 0.046335

Para obtener el valor del parámetro que mide la velocidad de ajuste del mercado de bienes, μ, en la ecuación (16), se realizó por 2 métodos:

- Se estima la ecuación con la producción natural o la de pleno empleo calculada a través de la prueba de Hodrick-Prescott Filter. El valor de μ resulta no significativa, con un Valor P de 0.9192;
- Se calcula la brecha entre la oferta y la producción de pleno empleo, para lo cual:
 - 2.1. Se genera una serie dummy, debido al quiebre en el tercer trimestre de 1972 causado por el boom petrolero de la época.
 - 2.2. Se estima la ecuación de la producción con una constante, la variable dummy calculada anteriormente y una variable de tendencia (@TREND).
 - 2.3. De la ecuación anterior se obtiene la producción estimada, con la cual se calcula la brecha entre la producción y la producción estimada.
 - 2.4. Con esta brecha, se estima entonces la ecuación de la dinámica de los precios, resultando que μ (velocidad de ajuste del mercado de bienes) no es significativo:

 $\mu = 0$

Reemplazando los valores de los coeficientes obtenidos en las regresiones anteriores, se obtiene las raíces calculadas en el Anexo No.3:

$$\lambda_1 = 0$$

$$\lambda_2 = -0.500948$$

Siendo esto una indefinición, no se puede concluir que el sistema tienda al estado estacionario.

Ahora, si se calculan los efectos renta, Mundell-Tobin y el exceso de oferta:

Efecto Renta:
$$-\beta_1 \mu \alpha$$

= -(-0.066686)(0) / (-0.879019)
= 0

Efecto Mundell-Tobin: μβ₁

$$=(0)(-0.066686)$$

= 0

Efecto de exceso de oferta: (-1)

= -1

La condición necesaria del dominio de los efectos Renta y Exceso de Oferta respecto al Mundell-Tobin no se cumple, sin embargo, si se da la negatividad de los efectos en conjunto, es decir, la curva IS tiene pendiente positiva.



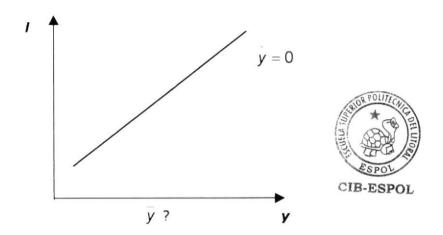
CONCLUSIONES

El Ecuador terminó el siglo XX enfrentando la segunda crisis de gran magnitud de este centenario. Con una economía totalmente paralizada, expresada en la caída de las ventas de las empresas, el más alto endeudamiento externo público y privado en la historia; cartera bancaria vencida que sobrepasa el 50 por ciento; precios estancados de los productos exportables, salvo petróleo y cacao; dividido por las actitudes centralistas y absoluta desconfianza de la gente en la gestión administrativa del gobierno de turno.

Al no existir dinámica en los saldos reales a ningún nivel de producción, debido a que a partir de 1980 la serie presenta cierta estacionariedad, cualquier movimiento del sistema fluye hacia la dinámica de la producción, lo que da indicios de una economía ecuatoriana con cortes de tipo keynesianos.

Asimismo, la incapacidad para determinar el estado estacionario al no contar con el valor de la dinámica de los saldos reales hace que la producción de pleno empleo sea imposible de cuantificar.

GRAFICO No. 9
DINAMICA DE LA PRODUCCION



La indefinición del sistema al utilizar raíces características da indicios de dos cuestiones:

- El sistema IS-LM puede no reflejar o ser fiel a la realidad de la economía ecuatoriana, y
- Pueden existir variables omitidas que hacen que los resultados no concuerden con lo que a priori se supone. El supuesto de economía cerrada utilizado en este trabajo excluye ciertas variables, como el tipo de cambio, que influirían en esta indefinición,

Dado que en esta tesis se ha desarrollado un instrumento de análisis empírico, cualquier conclusión de tipo contextual e institucional debe ser cuidadosa, tomando en cuenta todas aquellas variables no modeladas en el IS – LM y revisando los supuestos subyacentes a la teoría.



REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Apuntes de Macroeconomía Dinámica (2001), Profesor Msc. Manuel González.
- Argandoña, Antonio; Gámez, Consuelo y Francisco Mochón (1996),

 "Macroeconomía Avanzada I", Modelos dinámicos y teoría de la política económica.
- Banco Central del Ecuador, "Memoria Anual" e "Información

 Estadística Mensual", varios números.
- Chiang, Alpha C. (1987), "Métodos Fundamentales de Economía Matemática", tercera edición.
- Chumacero, Rómulo A. (1998), "Advertencia: tragar una raíz unitaria puede ser peligroso para su salud", Departamento de Economía, Universidad de Chile.
- Chumacero, Rómulo A. (2000), "Testing for Unit Roots Using Economics", Departamento de Economía, Universidad de Chile y Departamento de Investigaciones del Banco Central de Chile.

Dornbusch, Rudiger y Stanley Fischer (1999), "Macroeconomía", sexta edición.

González, Josep i Calvet (2000), "Análisis Dinámica del Model ISLM".

Greene, William (1999), "Análisis Econométrico", New York University.

Grossman, Stanley I. (1996) "Algebra Lineal", quinta edición.

Jayme Jr., Frederico y Fabiana B. Santos (1991) "A Critical Reading

Based on Keynes", Universidad federal de Minas Gerais, Brazil.

Johnston, Jack y DiNardo, John (1997), "Econometric Methods", cuarta edición.

King, Robert G. (2000), "The New IS -LM Model: Language, Logic and Limits", Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly Volume 86/3

Lafuente, Danilo (1999), "Mecanismos de Transmisión de la Política Monetaria: 1990 - 1995", nota técnica 33.

Maddala, G.S. e Kim, In-Moo (1999), "Unit Roots, Cointegration and Structural Change", Cambridge University Press.

Morillo Battle, Jaime (1995), "Economía Monetaria del Ecuador".

Novales, Alfonso, "Econometría", segunda edición.

Rojas, Patricio; Samaniego, Pablo P y Danilo Lafuente A. (1995), "Un análisis empírico del proceso inflacionario en Ecuador", nota técnica 13.

Simons, Paul, "Mathematics for Economics"

Takayama, Akira, "Analysis Methods in Economics".

Valle, Angélica; Salguero, Magally y María Augusta Salgado (1995),
"Análisis de los Agregados Monetarios M1 y M2 como objetivos de Política Monetaria", nota técnica 18.

Varian, Hal R. (1992), "Microeconomic Analysis", tercera edición

Walsh, Carl E., "Monetary Theory and Policy"

ANEXO NO. 1

ECUACIONES DIFERENCIALES

En una ecuación diferencial de primer orden, la primera derivada, $\frac{dy}{dt}$, es la única que puede aparecer, aunque puede estar elevada a diversas potencias: $\frac{dy}{dt}$, $\left(\frac{dy}{dt}\right)^2 o\left(\frac{dy}{dt}\right)^3$, entonces se denomina a la potencia más alta de la derivada de la ecuación como el $\frac{dy}{dt}$ y la variable dependiente $\frac{dy}{dt}$ aparecen solamente en primer grado y además no hubiere ningún producto de la forma $\frac{dy}{dt}$ y la ecuación es $\frac{dy}{dt}$ producto de la forma $\frac{dy}{dt}$ y el ecuación es $\frac{dy}{dt}$.

El *orden* de una ecuación diferencial se define como el más alto orden de la derivada de la función desconocida contenida en ella.

Si F y G no dependen explícitamente del tiempo (cuando $\frac{\partial F}{\partial t} = 0, \frac{\partial G}{\partial t} = 0$), el sistema es llamado autónomo o independiente del tiempo, de otra forma, es llamado noautónomo o dependiente del tiempo. Por ejemplo, si una población interactúa más intensamente en diferentes tiempos del año que en otros, entonces se estaría en un sistema de ecuaciones dependientes del tiempo.

Una **solución** de un sistema de ecuaciones diferenciales $\mathbf{x} = \mathbf{f}(\mathbf{x})$ es una función $\mathbf{x}: R \to R^n$ tal que $\mathbf{x}(t) = \mathbf{f}(\mathbf{x}(t))$ cualquiera que sea t. Una solución también se denomina curva, trayectoria, órbita, etc, de la solución.

Un **equilibrio** de un sistema dinámico es un estado x* tal que $f(x^*)=0$. En términos generales, si un sistema dinámico llega alguna vez a un estado de equilibrio, permanece en él indefinidamente



ANEXO No. 2

VALORES DE μ Y ν: MODELO CLASICO Y MODELO KEYNESIANO

$$v \downarrow \atop \mu \uparrow \Rightarrow$$
 MODELO CLASICO (ajuste recae sobre precios)

$$p = \mu(y - y)$$

$$\frac{\rho}{\mu} = y - \overline{y}$$
, el lado izquierdo de la ecuación sería igual a cero.

$y = \overline{y}$ MODELO CLASICO DE PLENO EMPLEO

$$y = 0$$

$$p = \infty$$

Ahora si,

$$v \uparrow \atop \mu \downarrow$$
 \Rightarrow MODELO KEYNESIANO (ajuste recae sobre cantidades)

$$p = \mu(y - \overline{y})$$
, siendo $\mu = 0 \Rightarrow el p = 0$

$$y = v(y^d - y)$$
, siendo $v = \infty \implies \text{el } y = \infty$.

ANEXO NO. 3

CALCULO DE LAS RAICES DEL MODELO IS - LM DINAMICO

$$\begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{l} \end{bmatrix} = -A^{-1}B$$

$$A^{-1} = \frac{1}{\det \left[A \right]}$$

Det (A)=
$$\mu \left(v \frac{\beta_1}{\alpha} \right)$$

Debido a que μ es igual a 0, el determinante de la matriz A necesario para calcular su inversa es cero, por lo que no es posible obtener los valores de equilibrio de largo plazo.

Ahora, obteniendo la ecuación característica*:

Det
$$A - \lambda I = v \left(\beta_1 \mu - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} - 1 \right) - \lambda \quad v \frac{\beta_1}{\alpha} - \lambda$$

^{*} Para obtener la ecuación característica y las raíces del sistema se asumió expectativas racionales con la finalidad de facilitar los cálculos.

$$\Rightarrow \lambda^2 - v \left(\beta_1 \mu - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha} - 1 \right) \lambda - \mu v \left(\frac{\beta_1}{\alpha} \right) = 0$$

y sus raíces

$$\lambda_{1} = \frac{v\left(\beta_{1}\mu - \frac{\beta_{1}\psi}{\alpha} - 1\right) \pm \left[v\left(\beta_{1}\mu - \frac{\beta_{1}\psi}{\alpha} - 1\right)\right]^{2} + 4\mu v\left(\frac{\beta_{1}}{\alpha}\right)}{2}$$

la regresión de la ecuación dinámica de los precios, nos proporcionó el valor de μ , el cual fue de cero. Entonces, con μ =0, la fórmula general para obtener las raíces queda:

$$\lambda_{i} = \frac{v\left(-\frac{\beta_{1}\psi}{\alpha} - 1\right) \pm .\left[v\left(-\frac{\beta_{1}\psi}{\alpha} - 1\right)\right]^{2}}{2}$$

Realizando las operaciones matemáticas correspondientes, se obtienen las siguientes raíces:

$$\lambda_1 = 0$$

$$\lambda_2 = \left(-1 - \frac{\beta_1 \psi}{\alpha}\right) v$$

ANEXO No. 4

CUADRO No. 4

ESTIMACION DE LA INFLACION

Variable Dependiente: INFLACIÓN Método: Mínimos Cuadrados Muestra 1968:3 1999:4

Número de Observaciones: 126 después de los puntos ajustados

Variable	Coeficiente	Error Estándar	estadístico-t	Valor - P
С	2.092402	0.623604	3.355340	0.00
INF(-1)	0.576127	0.082305	6.999914	0.000
INF(-3)	0.161919	0.078553	2.061280	0.04
INF(-14)	0.142294	0.071536	1.989137	0.049
@SEAS(2)	-2.742359	0.782931	-3.502683	0.000
@SEAS(3)	-1.766007	0.738186	-2.392359	0.018
R-cuadrado	0.538736	Media de variable	e dependiente	6.164576
R-cuadrado ajustado	0.519517	S.D. variat	ole dep.	4.730557
S.E de regresión	3.279075	Criterio A	kaike	5.259448
Residuos Sum cuadrada	1290.280	Criterio So	chwarz	5.394509
Log likelihood	-325.3452	Estadíst	ico F	28.03096
Estadístico Durbin- Watson	2.086398	Probabilidad (E	stadístico F)	0.000000

ANEXO NO. 5

GRAFICO No. 9

RESIDUOS, VALOR ACTUAL Y VALOR ESTIMADO DE LA INFLACION

RESIDUOS RESIDUOS 25 20 15 15 10 5 0 -5 -10 70 95 75 AÑOS 80 85 90 (TRIMESTRES) Residual Actual --- Fitted



ANEXO No. 6

CUADRO No. 5

PRUEBA DE RESIDUOS DE LA ECUACION LM e IS

PHILLIPS-PERRON

(En niveles y con intercepto)

VALOR CALCULADO -2.882952

1% Valor Crítico	-3.4783
5% Valor Crítico	-2.8822
10% Valor Crítico	-2.5777

(a) Prueba de residuos de la ecuación LM

PHILLIPS-PERRON

(En niveles y con intercepto)

VALOR CALCULADO -3.693412

1% Valor Crítico	-4.033660
5% Valor Crítico	-3.446053
10% Valor Crítico	-3.147729

(b) Prueba de residuos de la ecuación IS