JUSTIFICACIÓN DE LA IMPLEMENTACIÓN DEL SISTEMA DE DOLARIZACIÓN EN EL ECUADOR

Por Livino Armijos Toro[1], Manuel González Astudillo[2]

[1]Ingeniero en Estadística Informática 2003

[2]Director de Tópico, Economista, Escuela Superior Politécnica del Litoral, 1998. Postgrado Chile, Universidad Católica de Chile, 2000. Profesor de ESPOL desde 2000.

RESUMEN: El interés en estudios empíricos sobre política monetaria ha incrementado en la última época. La devaluación estrepitosa de la moneda en algunos países y nuevos escenarios han dado como resultado que la política monetaria de un país sea de suma importancia. El presente paper demostrará como se puede evaluar si existe o no una relación entre la política monetaria de un país con otro mediante la utilización de vectores de cointegración por la técnica del test de Johansen, y de esta forma explicar como es la relación de las variables monetarias de un país con otro.

PALABRAS CLAVES: Cointegración, Test de Johansen, Política Monetaria, VAR's, VEC's

1. INTRODUCCIÓN

La política monetaria de un país es uno de los aspectos más importantes que debe tener en cuenta un gobierno a la hora de tomar decisiones. Los cambios en la política monetaria de un país afectan directamente a sus principales socios comerciales, principalmente por la paridad en las tasas de interés. Por consiguiente, Ecuador se ve afectado con cualquier cambio en la política monetaria de un país con el que mantenga alguna relación comercial.

El Ecuador adoptó el sistema de dolarización desde enero de 2000. EL Ecuador asumió el sistema de dolarización, para aplacar la crisis financiera que sufrió en 1999, con incrementos desmesurados del tipo de cambio. Sin embargo la dolarización fue tomada sin realizar ningún estudio previo, el único análisis que se realizó fue determinar cuál sería el tipo de cambio del sucre con respecto al dólar, el cual finalmente fue de 25.000 sucres por 1 dólar, afectando esto las políticas monetarias de Ecuador.

El interés en estudios empíricos de política monetaria ha aumentado en la última década, posiblemente por las siguientes dos razones. Primero, los mercados financieros han sido desregularizados y la política monetaria ha sido más orientada hacia el funcionamiento de mercados abiertos que a medidas regulares.

Segundo, la política monetaria en algunas economías (especialmente en mercados pequeños y relativamente abiertos) ha sido ampliamente administrada y más explícitamente basándose en principios políticos y objetivos monetarios. Por ejemplo: fue explícitamente usada una meta inflacionaria por parte de: Australia (desde 1993), Canadá (1991), Finlandia (1993), Israel (1991), Nueva Zelanda (1990), España (1995), Suecia (1993) y el Reino Unido (1992).

En el Ecuador existe un trabajo con respecto a política monetaria el cual es: “Reglas de Política Monetaria y Meta Inflacionaria: Ecuador y Chile en perspectiva” (Nader Nazmi y Virginia Fierro-Renoy, 1997).

Un trabajo a nivel internacional es: “A VAR Model for Monetary Policy Análisis in a Small Open Economy” (Tor Jacobson, Per Jansson, Anders Verdín, Anders Warne, 1999). En este trabajo se establece la forma de determinar la relación existente entre un país y otro. El método utilizado por los autores fue SVAR’s (Vectores Auto regresivos Estructurales.

El presente trabajo demostrará en forma explícita la relación existente entre el manejo de las políticas económicas de Ecuador y Estados Unidos de América, mediante la utilización de un VEC, en el cual las variables serán: la tasa de interés a 30 días de Ecuador, la tasa de interés de los bonos del tesoro de USA, el Índice de precios al consumidor en el área urbana y el producto interno bruto real tanto para Ecuador y Estados Unidos y, de esta forma, justificar la aplicación de la dolarización en el Ecuador.

El trabajo se ha dividido de la siguiente forma. El primer capítulo abarca la introducción del trabajo. Luego se tratará del marco teórico de la tesis. Presentando la teoría de cointegración de series. En tercer lugar, se presentará los resultados del análisis. Finalmente se expondrán las conclusiones del trabajo.

2. MARCO TEÓRICO

2.1. Cointegración

2.1.1. Implicaciones de Cointegración para los Vectores Autorregresivos.- Aunque un VAR en diferencias no es consistentes con un sistema de cointegración, se supone que las cargas de y_t pueden ser presentados como vector de orden p no estacionarios.

$$\underline{y_t} = \underline{\alpha} + \Phi_1 \underline{y_{t-1}} + \Phi_2 \underline{y_{t-2}} + \ldots\ldots + \Phi_p \underline{y_{t-p}} + \underline{\varepsilon_t} \tag{1}$$

Ó

$$\Phi(L)\underline{y_t} = \underline{\alpha} + \underline{\varepsilon_t} \tag{2}$$

donde

$$\Phi(L) \equiv I_n - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \ldots\ldots - \Phi_p L^p \tag{3}$$

Se supone que Δy_t tiene la siguiente representación

$$(1-L)\underline{y_t} = \underline{\delta} + \Psi(L)\underline{\varepsilon_t} \tag{4}$$

premultiplicando (4) por $\Phi(L)$ y sustituyendo (2) en este da

$$(1-L)\underline{\varepsilon_t} = \Phi(1)\underline{\delta} + \Phi(L)\Psi(L)\underline{\varepsilon_t} \tag{5}$$

se tiene que $(1-L)\underline{\alpha} = 0$. Ahora la ecuación (5) tiene que sostener para todas las realizaciones de $\underline{\varepsilon_t}$ que tiene los siguientes requerimientos

$$\Phi(1)\underline{\delta} = 0 \tag{6}$$

y que $(1-L)I_n$ y $\Phi(L)\Psi(L)$ representa las identidades polinómicas en L. Esto significa que

$$(1-z)I_n = \Phi(z)\Psi(z) \tag{7}$$

para todos los valores de z. En particular, para z =1, en la ecuación (7) implica que

$$\Phi(1)\Psi(1) = 0 \tag{8}$$

sea $\pi^{'}$ una fila de $\Phi(1)$. Entonces (8) y (6) se define $\pi^{'}\Psi(1)=0^{'}$ y $\pi^{'}\underline{\delta}=0$, esto significa que π es un vector de cointegración. Si $\underline{a}_{01}$, $\underline{a}_{02}$,...,$\underline{a}_{0h}$ son la base del espacio del vector de cointegración, esto quiere decir que π es una combinación lineal de $\underline{a}_{01}$, $\underline{a}_{02}$,...,$\underline{a}_{0h}$ esto significa que existe un vector $\underline{b}$

$$\pi = \left[\underline{a}_{01} \quad \underline{a}_{02} \quad . \quad . \quad \underline{a}_{0h}\right]\underline{b}$$

ó

$$\pi^{'} = \underline{b}^{'}A^{'}$$

para $A^{'}$ es la matriz (hxn) que su fila i-ésima es $\underline{a}_{0i}^{'}$. Aplicando este razonamiento a cada una las filas de $\Phi(1)$, esto quiere decir que existe una matriz (nxh) B sujeta a

$$\Phi(1) = BA^{'} \tag{9}$$

note que (8) implica que $\Phi(1)$ es una matriz singular, una combinación lineal de las columnas de $\Phi(1)$ la forma $\Phi(1)$x son cero para cualquier columna x de $\Psi(1)$ así el determinante $\left|\Phi(z)\right|$ contiene raíz unitaria

$$\left|I_n - \Phi_1 z^1 - \Phi_2 z^2 - .... - \Phi_p z^p\right| = 0 \quad \text{con } z = 1$$

2.2. Representación de Corrección de Errores

Una representación final para un sistema de cointegración, el VAR se lo puede escribir como

$$\underline{y}_t = \zeta_1 \Delta\underline{y}_{t-1} + \zeta_2 \Delta\underline{y}_{t-2} + ... + \zeta_{p-1}\Delta\underline{y}_{t-p+1} + \underline{\alpha} + \rho\underline{y}_{t-1} + \underline{\varepsilon}_t \tag{10}$$

donde

$$\rho = \Phi_1 + \Phi_2 + ... + \Phi_p \tag{11}$$

$$\zeta_s = -\left[\Phi_{s+1} + \Phi_{s+2} + ... + \Phi_p\right] \quad \text{para s=1, 2,...., p-1} \tag{12}$$

se sustrae $\underline{y}_{t-1}$ de ambos lados de (10) se tiene

$$\Delta \underline{y_t} = \zeta_1 \underline{\Delta y_{t-1}} + \zeta_2 \underline{\Delta y_{t-2}} + ... + \zeta_{p-1} \underline{\Delta y_{t-p+1}} + \underline{\alpha} + \zeta_0 \underline{y_{t-1}} + \underline{\varepsilon_t} \tag{13}$$

donde

$$\zeta_0 = \rho - I_n = -\left(I_n - \Phi_1 - \Phi_2 - .... - \Phi_p\right) = -\Phi(1) \tag{14}$$

note que si $\underline{y}_t$ tiene h relaciones de cointegración, entonces al sustituir (9) y (14) en (13) se tiene como resultado

$$\Delta \underline{y_t} = \zeta_1 \Delta \underline{y_{t-1}} + \zeta_2 \Delta \underline{y_{t-2}} + ... + \zeta_{p-1} \Delta \underline{y_{t-p+1}} + \underline{\alpha} - BA' \underline{y_{t-1}} + \underline{\varepsilon_t} \tag{15}$$

se define $\underline{z_t} \equiv A' \underline{y_t}$, notar que $\underline{z}_t$ es un vector estacionario de (hx1). Entonces (15) puede ser escrito

$$\Delta \underline{y_t} = \zeta_1 \Delta \underline{y_{t-1}} + \zeta_2 \Delta \underline{y_{t-2}} + ... + \zeta_{p-1} \Delta \underline{y_{t-p+1}} + \underline{\alpha} - B\underline{z_{t-1}} + \underline{\varepsilon_t} \tag{16}$$

2.3. Cálculo del Test de Johansen

2.3.1. Paso 1: Cálculo de Regresiones Auxiliares.- El primer paso es estimar el orden del VAR diferenciado; las regresiones se las realizará por MCO (Mínimos Cuadrados Ordinarios), a continuación se presenta la primera regresión auxiliar.

$$\Delta \underline{y_t} = \underline{\hat{\pi}_0} + \hat{\Pi}_1 \Delta \underline{y_{t-1}} + \hat{\Pi}_2 \Delta \underline{y_{t-2}} + ... + \hat{\Pi}_{p-1} \Delta \underline{y_{t-p+1}} + \underline{\hat{u}_t} \tag{17}$$

donde $\hat{\Pi}_i$ denota una matriz (nxn) estimado por MCO y $\underline{\hat{u}_t}$ denota un vector (nx1) de errores de los estimadores. También se tiene una segunda regresión pero esta vez realizada sobre $\underline{y}_{t-1}$, esta es

$$\underline{y_{t-1}} = \underline{\hat{\theta}} + \hat{\Theta}_1 \Delta \underline{y_{t-1}} + \hat{\Theta}_2 \Delta \underline{y_{t-2}} + ... + \hat{\Theta}_{p-1} \Delta \underline{y_{t-p+1}} + \underline{\hat{v}_t} \tag{18}$$

con $\underline{\hat{v}_t}$ el vector residual (nx1) de la segunda regresión

2.3.2. Paso 2: Cálculo de las Correlaciones Canónicas.- El próximo cálculo es la matriz de Varianzas y Covarianzas de la muestra de los residuos de las regresiones anteriores, $\underline{\hat{u}_t}$ y $\underline{\hat{v}_t}$

$$\hat{\Sigma}_{vv} \equiv (1/T)\sum_{t=1}^{T} \underline{\hat{v}_t}\underline{\hat{v}_t'} \tag{19}$$

$$\hat{\Sigma}_{uu} \equiv (1/T)\sum_{t=1}^{T} \underline{\hat{u}_t}\underline{\hat{u}_t'} \quad (20)$$

$$\hat{\Sigma}_{uv} \equiv (1/T)\sum_{t=1}^{T} \underline{\hat{u}_t}\underline{\hat{v}_t'} \quad (21)$$

se define una nueva matriz y de la cual se encontrará los eigenvalores de esa matriz

$$\hat{\Sigma}_{vv}^{-1}\Sigma_{vu}\hat{\Sigma}_{uu}^{-1}\Sigma_{uv} \quad (22)$$

se ordena los eigenvalores $\lambda_1 > \lambda_2 > .... > \lambda_n$ de estos valores se encontrará cual es el que maximice la función de máxima verosimilitud y que esté sujeto a las h relaciones de cointegración relacionado con

$$\Im^* = -(Tn/2)\log(2\pi) - (Tn/2) - (T/2)\log\left|\hat{\Sigma}_{uu}\right| - (T/2)\sum_{i=1}^{h}\log(1-\lambda_i) \quad (23)$$

2.3.3. Paso 3: Cálculo de los Parámetros por Estimadores de Máxima Verosimilitud.- Si se está solo interesado por el rango de cointegración el paso 2 provee toda la información, de lo contrario se procede a estimar los valores de los parámetros. Se tiene $\hat{a}_{11}, \hat{a}_{12}, ..., \hat{a}_{1h}$ denotados como los eigenvectores (nx1) de (22), este provee los vectores de cointegración que pueden ser escritos de la siguiente manera

$$a = b_1\hat{a}_{11} + b_2\hat{a}_{12} + ... + b_h\hat{a}_{1h}$$

para alguna opción de escalares (b_1, b_2,...,b_h). Johansen sugiere que los vectores $\hat{a}_{1i}$ sean normalizados tal que $\hat{a}_{1i}'\hat{\Sigma}_{vv}\hat{a}_{1i} = 1$, si los vectores $\hat{a}_{1i}$ no están normalizados esto se lo realizaría con la siguiente formula $\hat{a}_{1i} = \tilde{a}_{1i} \div \sqrt{\tilde{a}_{1i}'\hat{\Sigma}_{vv}\tilde{a}_{1i}}$ colectando las h primeras vectores normalizados en una matriz (nxh) llamada $\hat{A}$

$$\hat{A} \equiv \begin{bmatrix} \hat{a}_{11} & \hat{a}_{12} & . & . & \hat{a}_{1h} \end{bmatrix} \quad (24)$$

entonces el estimador MLE de ζ_0 es

$$\hat{\zeta}_0 = \hat{\Sigma}_{uv}\hat{A}\hat{A}' \quad (25)$$

los estimadores de MLE de ζ_i para i = 1,2,...,p-1 es

$$\hat{\zeta}_i = \hat{\Pi}_i - \hat{\zeta}_0 \hat{\Theta}_i \tag{26}$$

y el MLE de $\underline{\alpha}$ es

$$\underline{\hat{\alpha}} = \underline{\hat{\pi}_0} - \hat{\zeta}_0 \underline{\hat{\theta}} \tag{27}$$

mientras que el estimador de MLE de Ω es

$$\hat{\Omega} = (1/T)\sum_{t=1}^{T}\left[\left(\underline{\hat{u}_t} - \hat{\zeta}_0 \underline{\hat{v}_t}\right)\left(\underline{\hat{u}_t} - \hat{\zeta}_0 \underline{\hat{v}_t}\right)'\right] \tag{28}$$

3. RESULTADO DEL ANÁLISIS

Para poder obtener un resultado final en la presente investigación se procedió a determinar las series ha utilizar las cuales fueron: Tasa de Interés de Ecuador a 30 días (i_t), Tasa de Interés de los Bonos del Tesoro de Estados Unidos de América ($iusa_t$), Logaritmo natural del IPC del área urbana en Ecuador ($lnipc_t$), Logaritmo natural del IPC del área urbana de Estados Unidos de América ($lnipcusa_t$), Logaritmo natural del PIB en Ecuador ($lnpib_t$), Logaritmo natural del PIB en Estados Unidos de América ($lnpibusa_t$). Luego se procedió a realizar el análisis estadístico de las series que se muestran en la TABLA I.

TABLA I

SERIE	MEDIA	VOLATILIDAD	FAP
I	35.43078	0.45020403	0.89
IUSA	7.033506	0.41535501	0.88
IPC	73.94319	1.45334952	0.963
IPCUSA	158.3914	0.17832357	0.953
PIB	46493.35	0.141850307	0.968
PIBUSA	5667.362	0.329199546	0.956

Finalmente, se procedió a determinar primero el orden del VAR del vector de series, luego se mediante el test de Johansen se procedió a definir si existía o no cointegración entre las series y cual era su orden, el resultado fue que si existe cointegración y que el orden es 1, por lo tanto se determinó las matrices A y B de la sección 2.3.3., las cuales son: la cointegración de las variables y la corrección de las series al corto plazo respectivamente.

$$\hat{A} = \begin{bmatrix} -0.004453 \\ -0.023753 \\ -0.048211 \\ -0.079197 \\ -0.028773 \\ 0.657664 \end{bmatrix} \qquad \hat{B} = \begin{bmatrix} 0.015334 \\ 0.011736 \\ 0.000587 \\ -0.000494 \\ -0.000142 \\ -0.000248 \end{bmatrix}$$

De los vectores anteriores se puede inferir que las variables están cointegradas en forma positiva, excepto la variable LNPIBUSA, lo hace en forma negativa y con una fuerte relación; en el vector *B* se puede observar la corrección a corto plazo de las variables para poder hacerlas estacionarias, se debe recordar que la cointegración se refiere a que los errores de las series tienen similar comportamiento.

La existencia de cointegración de las series, determina que si existe relación en el manejo de las políticas monetarias de Ecuador y de Estados Unidos de América.

3. CONCLUSIONES

I. En promedio las tasas de interés de Ecuador son más altas que la de Estados Unidos de América, mostrando el elevado riesgo país y las devaluaciones sufridas a lo largo de las décadas del 80 y 90.

II. La serie Índice de Precios al consumidor en el área urbana de Ecuador es la más volátil de todas las series investigadas, exponiendo que la política monetaria no fue capaz de proporcionar un nivel de precios relativamente estable.

III. El rango de cointegración de las series es 1, entonces confirma la existencia de una relación de largo plazo entre ellas, implicando que existe comovientos conjuntos, entre las series analizadas.

IV. Finalmente, el resultado principal de esta tesis fue demostrar que sí existe una relación entre las políticas monetarias de Ecuador y Estados Unidos de América, ya que las series de las dos economías cointegran lo cual sustenta la aplicación de la dolarización, más allá de un espíritu de buenas intenciones o decisiones apresuradas .

REFERENCIAS

1. Hamilton, James D. Time Series Analysis, (Princeton University Press , 1994).
2. Johnston, Jack y John Enrico DiNardo. Econometric Methods, (4th Edición, McGraw-Hill).
3. Nader Sachs y Felipe Larrín. Reglas de Política Monetaria y Meta Inflacionaria: Ecuador y Chile en perspectiva. (Banco Central del Ecuador, 1998).
4. Jacobson, Per Jansson, Anders Verdin y Anders Warne. A VAR Model for Monetary Policy Analysis in a Small Economy. (Bank of Finland, February 3, 1999).
5. Livino Armijos. “Análisis de una Política Monetaria a través de Vectores de Cointegración: Test de Johansen”. (Tesis, Instituto de Ciencias Matemáticas, Escuela Superior Politécnica del Litoral, 2003).