



ENSAYOS

sobre política económica

Análisis estadístico de la variabilidad de los medios de pago y la tasa de cambio

Martha Misas A.

Revista ESPE, No. 24, Art. 07, Diciembre de 1993
Páginas 191-199



Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista *Ensayos Sobre Política Económica* (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por este concepto y además cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El(los) autor(es) del documento puede(n) además colocar en su propio website una versión electrónica del documento, siempre y cuando ésta incluya la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción del documento para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro website, requerirá autorización previa del Editor de ESPE.

Análisis estadístico de la variabilidad de los medios de pago y la tasa de cambio

Martha Misas A. *

Resumen

El propósito de este trabajo es estudiar la variabilidad de los medios de pago antes y después de la creación de la Junta Monetaria, como también, de la tasa de cambio en los períodos anterior y posterior a la expedición del Decreto-Ley 444 de 1967. El análisis correspondiente se lleva a cabo utilizando pruebas estadísticas tanto paramétricas como no paramétricas sobre las series residuales de modelos ARIMA, estimados para cada una de las series en los diferentes períodos. Los resultados arrojados por las pruebas estadísticas muestran mayor estabilidad en M1 como en tasa de cambio en el segundo período considerado.

* Los comentarios expresados en este artículo son de responsabilidad de la autora y no comprometen al Banco de la República. Se agradecen las opiniones de los doctores Hernando José Gómez, José Darío Uribe, Jairo Cortés, Hugo Oliveros y Norberto Rodríguez.

I Introducción

El propósito de este ejercicio es analizar separadamente la estabilidad de los medios de pago (M1) como indicador de la liquidez, y la tasa de cambio (TC) como instrumento de manejo de política cambiaria en dos períodos.

En el caso de M1, el primero de ellos comprendido entre marzo de 1932 y junio de 1963, donde el control de la política monetaria es ejercido por la Junta Directiva del Banco de la República. El segundo, abarca el lapso entre septiembre de 1963 y diciembre de 1991, período bajo responsabilidad de la Junta Monetaria.

Para la TC los períodos de análisis se establecen de acuerdo con la fecha de expedición del Decreto Ley 444 del 27 de marzo de 1967, es decir, el primero, comprende el intervalo entre marzo de 1932 y marzo de 1967 y el segundo, se define entre junio de 1967 y diciembre de 1991, cuando ya la Junta Monetaria venía actuando sobre el control, no sólo de la política monetaria, sino también, de la cambiaria.

Cuando el control de la política monetaria es ejercido por la Junta Directiva del Banco de la República, integrada por representantes del Gobierno Nacional, los bancos comerciales, la Federación Nacional de Cafeteros, las cámaras de comercio y las sociedades de agricultores, se generan conflictos de intereses por las presiones ejercidas para beneficiar a cada uno de estos sectores, lo cual posiblemente limitó las decisiones en materia de estabilización. Esta última también se ve afectada por los desequilibrios fiscales y del sector externo, presentados en este período. Dicho comportamiento lleva a pensar que este es un lapso que puede caracterizarse por alta variabilidad en M1 y TC.

Por el contrario, es de esperarse que el segundo período, en el cual es responsable del control monetario la Junta Monetaria, compuesta por los ministros de Hacienda, Agricultura, Fomento, el Director del Departamento de Planeación Nacional, el Gerente del Banco de la República y dos asesores, presente una mayor estabilidad debido a la coordinación de toda la política macroeconómica.

El documento se divide en tres partes además de esta introducción. En la segunda parte se presenta, en forma detallada, la metodología estadística utilizada. La tercera parte, los resultados obtenidos y finalmente, las conclusiones.

II Marco teórico

Las pruebas paramétricas sobre diferencia de varianza entre muestras requieren primero, que éstas sean independientes y segundo, que procedan de poblaciones normales. En tanto que las pruebas no paramétricas exigen sólo la condición de independencia.

El hecho que las pruebas tradicionales sobre diferencias de varianza, tanto en estadística paramétrica como en no paramétrica, exijan muestras independientes imposibilita el trabajo con los niveles observados de las variables. Es decir, los dos períodos no pueden ser considerados como dos muestras independientes para cada una de las series.

Con el objeto de cumplir la condición de independencia de las series en los dos períodos, se estiman, mediante la metodología ARIMA¹, las series estocásticas subyacentes generadoras de los procesos de MI y TC en cada uno de ellos. De esta forma, se obtienen series teóricamente independientes, las cuales reproducen la variabilidad de cada una de las variables en los períodos de análisis. La decisión sobre el manejo de pruebas paramétricas o no paramétricas se lleva a cabo con base en los resultados de la prueba de normalidad de Bera-Jarque².

A) Estadísticas de prueba

Si dos muestras aleatorias de tamaño n y m $\{\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_n\}$ y $\{\delta_1, \dots, \delta_m\}$, definidas como las series estocásticas generadoras para el primero y segundo período respectivamente, de cada una de las variables en particular, son independientes y provienen de una distribución normal, la diferencia en sus variabilidades puede ser analizada mediante pruebas paramétricas, si, por el contrario, las muestras no pertenecen a poblaciones distribuidas normalmente, la variabilidad de éstas debe ser analizada mediante el uso de pruebas no paramétricas.

¹ Véase Box y Jenkins (1976).

² Véase Judge et al. (1985).

1. Prueba paramétrica

Sean σ_1^2 y σ_2^2 las varianzas asociadas a $\{\epsilon_1, \dots, \epsilon_n\}$ y $\{\delta_1, \dots, \delta_m\}$ respectivamente. La estadística ³ R, definida como sigue:

$$R = \frac{\hat{\sigma}_1^2}{\hat{\sigma}_2^2}$$

permite evaluar las siguientes hipótesis:

$$\begin{aligned} H_0: \sigma_1^2 &= \sigma_2^2 \\ H_1: \sigma_1^2 &\neq \sigma_2^2 \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} H_0: \sigma_1^2 &\geq \sigma_2^2 \\ H_1: \sigma_1^2 &< \sigma_2^2 \end{aligned} \quad (2)$$

En el caso (1) se acepta H_0 si y sólo si: $k_1 < R < k_2$, donde $k_1 = F_{1-\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$ y $k_2 = F_{\alpha/2}(n_1-1, n_2-1)$ y en el caso (2) se rechaza H_0 si y sólo si: $R < F_{\alpha}(n_1-1, n_2-1)$.

2. Estadística No-paramétrica

La prueba de Rangos cuadrados ⁴, que a continuación se presenta, permite analizar las diferencias de varianza entre dos muestras independientes y no procedentes de distribuciones normales.

Esta prueba supone, no sólo, la independencia entre las muestras sino también dentro de ellas. En nuestro caso, dichos supuestos se satisfacen, ya que las muestras son conformadas por los residuales de modelos ARIMA, estimados sobre los logaritmos de las series en cada período, cuyo comportamiento es ruido blanco.

Para las muestras $\{\epsilon_1, \dots, \epsilon_n\}$ y $\{\delta_1, \dots, \delta_m\}$ definidas anteriormente, se calcula:

$$U_i = |\epsilon_i - \bar{\epsilon}| \quad i=1, \dots, n$$

³ Véase Mood, Graybill y Boes (1980).

⁴ Véase J. Conover, 1980. "The Squared Ranks Test for Variance".

$$V_j = |\delta_j - \bar{\delta}| \quad j=1, \dots, m$$

y se procede a asignar los rangos $R(U_i)$ y $R(V_j)$, entre 1 y $n+m$, a la muestra obtenida de la unión entre los conjuntos $\{U_1, \dots, U_n\}$ y $\{V_1, \dots, V_m\}$. En caso de que existan valores similares se le asigna a cada uno de ellos el promedio de los rangos que tendrían si fueran diferentes.

Una vez conformado el conjunto de rangos se calcula la estadística T1, así:

$$T1 = \frac{T - n\bar{R}^2}{\left[\frac{nm}{N(N-1)} \sum_{i=1}^n R_i^4 - \frac{nm}{N-1} (\bar{R}^2)^2 \right]^{\frac{1}{2}}}$$

donde: $N=n+m$ ó número total de observaciones

$$\bar{R}^2 = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^n (R(U_i))^2 + \sum_{j=1}^m (R(V_j))^2 \right]$$

$$\sum_{i=1}^N R_i^4 = \sum_{i=1}^n (R(U_i))^4 + \sum_{j=1}^m (R(V_j))^4$$

$$T = \sum_{i=1}^n (R(U_i))^2$$

la cual permite tomar una decisión sobre las siguientes hipótesis:

H_0 : las series ϵ_i , $i=1, \dots, n$ y δ_j , $j=1, \dots, m$ son idénticamente distribuidas, excepto por posibles diferencias de media.

H_a : $\text{VAR}(\epsilon) > \text{VAR}(\delta)$

Es de señalar que en el caso de encontrar valores similares, comúnmente conocidos como empates, los valores críticos para T1 pueden ser obtenidos de la distribución normal estándar.

III Resultados

El Cuadro 1 presenta los modelos ARIMA estimados para M1 y TC, bajo la transformación logarítmica, en los períodos de estudio. Cabe señalar que dichos modelos generan las series de residuales las cuales se aplicarán las pruebas sobre diferencia de varianza.

Los modelos se construyen utilizando datos trimestrales. El primer modelo para M1 considera la información del período anterior a la creación de la Junta Monetaria, en tanto que el segundo, toma la información del período posterior a la creación de ésta. Los modelos estimados para TC corresponden a los períodos anterior y posterior a la expedición del Decreto-Ley 444 de 1967.

Los P-value de las estadísticas Ljung-Box, calculados a 24 rezagos, de los modelos estimados tanto sobre el logaritmo de m1 como sobre el logaritmo de TC, permiten inferir la independencia entre y dentro de las muestras de cada una de las series, condición que, como se mencionó antes, es requerida para la construcción de pruebas sobre análisis de varianza.

CUADRO 1

No. Residuales	Modelo: M1	Ljung-Box Bera-Jarque	Varianza
Período (1)	$(1-0.283B)(1+0.198B)(1-B)(1-B)Ln(M1)-(1-0.841B)\epsilon_t$ (3.0) (-2.1) (14.7)	0.797 0.149	0.0015- 6897
Período (2)	$(1+0.47B)(1+0.217B)(1-B)(1-B)Ln(M1)-(1+0.223B)(1-0.222B)(1+0.26B)\epsilon_t$ (-4.7) (-2.2) (-2.3) (2.0) (-2.6)	0.420 0.415	0.000- 7221
Modelo: TC			
Período (1)	$(1-0.2125B+0.197B)(1-B)Ln(TC)-0.01819+\epsilon_t$ (2.3) (-2.1) (3.0)	0.788 0.000	0.005- 1482
Período (2)	$(1-0.8854B)(1-B)Ln(TC)-0.0440+(1+0.213B)(1-0.337B)\epsilon_t$ (17.7) (6.5) (-2.01) (3.03)	0.844 0.000	0.000- 1247

El P-value de la estadística de Bera-Jarque no rechaza la hipótesis de normalidad de las dos series de residuales correspondientes al logaritmo de M1 mientras que sí lo hace en el caso del logaritmo de TC.

Los resultados encontrados sobre independencia y normalidad para el caso de M1 e independencia y no normalidad para el caso de TC implican la construcción de pruebas paramétricas en lo referente a M1 y no paramétricas para TC.

El Cuadro 2 reporta la estadística R (paramétrica) realizada sobre las series generadoras de los procesos de M1 junto con los niveles críticos dados por la distribución F.

CUADRO 2

R	2.173
$F_{0,01}(121,109)$	1.552
$F_{0,05}(121,109)$	1.363
$F_{0,10}(121,109)$	1.273
$k_1 ; k_2, \alpha=0.05$	0.693 ; 1.447

Al considerar el caso (1): Existe evidencia para rechazar la hipótesis nula ya que R es mayor que k_2 , es decir, las varianzas de M1 son diferentes en los dos períodos estudiados.

Para el caso (2): No existe evidencia para rechazar la hipótesis nula a un nivel de significancia α de 1%, 5% ó 10%, puesto que R es mayor que los valores críticos, por lo tanto, M1 en el primer período presenta mayor variabilidad que en el segundo.

El Cuadro 3 presenta la estadística no paramétrica T1, calculada con base en los residuales de los modelos ARIMA estimados sobre los logaritmos de TC, junto con los valores críticos de la distribución estándar normal a niveles de significancia del 5% y 10%. Es de señalar que los valores críticos se pueden obtener de la distribución normal, debido a que en este ejercicio se tienen empates, como resultado de que la serie (TC) muestra en el primer período observaciones iguales en diferentes trimestres.

CUADRO 3

T1	9.4030
Normal $\alpha=0.05$	1.9599
Normal $\alpha=0.10$	1.6448

Como se observa en el Cuadro 3, la estadística T1 es mayor que los valores críticos de la distribución estándar normal a los niveles de significancia $\alpha=5\%$ y 10% , lo cual significa que existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de que las series generadoras de TC, para cada uno de los períodos de estudio, provienen de poblaciones

idénticamente distribuidas; en otras palabras, en el período anterior a la expedición del Decreto-Ley 444 de 1967 la tasa de cambio presenta mayor variabilidad que en el lapso posterior a dicho decreto.

IV Conclusión

El análisis sobre la diferencia de variabilidad de los medios de pago antes y después de la creación de la Junta Monetaria, se lleva a cabo sobre las series generadoras de la variable en cada uno de estos períodos. La utilización de estas series, obtenidas como el conjunto de residuales de modelos ARIMA estimados sobre el logaritmo de la serie para cada período, asegura la condición de independencia exigida en la construcción de las pruebas sobre diferencias de varianzas. Las pruebas de normalidad realizadas para cada una de las muestras de residuales confirman la normalidad de éstas, lo cual habilita la construcción de una prueba paramétrica tipo F. Esta verifica la mayor variabilidad de la serie en el período anterior a la creación de la Junta Monetaria. Este hecho confirma el objetivo estabilizador de la Junta Monetaria frente a la oferta de dinero.

Los resultados obtenidos en el análisis de la tasa de cambio son similares en lo referente a independencia, sin embargo, para esta serie no se confirma el supuesto de normalidad, hecho que lleva a la construcción de una prueba no paramétrica sobre diferencia de variabilidad entre muestras, como es, la de rangos cuadrados. Esta prueba nos lleva a concluir que la tasa de cambio presenta diferencias de variabilidad entre el período anterior y el posterior a la expedición del Decreto-Ley 444 de 1967, siendo el segundo más estable.

En conclusión, el análisis estadístico mostró que el período de menor variabilidad de M1 y de la TC, es el posterior a la creación de la Junta Monetaria, y a la expedición del Decreto-Ley 444 de 1967. Sería de esperar entonces, que una mayor coordinación de la política macroeconómica, unida al fortalecimiento dado por la Ley 31 de 1992 a la independencia del Banco de la República, traiga consigo una menor inestabilidad de los agregados monetarios.

Bibliografía

Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1976). "Time Series Analysis: Forecasting and Control," San Francisco, Holden-Day.

Conover, W. J. (1980). "Practical Nonparametric Statistics," Second Edition, John Wiley & Sons.

Judge, G. et al. (1985). "The Theory and Practice of Econometrics," Second Edition, Wiley Series in Probability.

MicroTSP User's Manual, Version 7.0, Program by David Lilien.

Mood, A. et al. (1980). "Introduction to the Theory of Statistics," Third Edition, McGraw-Hill.

SAS/ETS Version 6 User's Guide, First Edition, SAS Institute Inc.