

Raíces unitarias en las series económicas de Venezuela

José Guerra*

Introducción

El análisis de los componentes de las series económicas es de capital importancia para la teoría de los ciclos comerciales y para la práctica econométrica. Existe la convicción de que una serie de tiempo consta de varios componentes entre los que destacan el tendencial, el cíclico, el estacional y el irregular. Para nuestros propósitos se hará referencia exclusivamente a los dos primeros.

Generalmente las series temporales tienden a crecer o decrecer sostenidamente en el tiempo: a este patrón se le denomina tendencia. Este crecimiento o decrecimiento a lo largo del tiempo ocurre no obstante las oscilaciones que en el corto plazo muestre la serie. El componente cíclico de las series está referido a sus permanentes fluctuaciones alrededor de su tendencia.

Los estudios del componente tendencial están asociados a la teoría del crecimiento económico, en el cual la acumulación de capital, el cambio técnico y el crecimiento de la fuerza de trabajo, juegan roles de primer orden.

En la explicación del elemento cíclico se cree que actúan elementos monetarios y reales, aunque sobre el particular existe un interesante debate acerca de si las fluctuaciones de corto plazo son causadas por shocks reales o monetarios.¹

Por una parte, se argumenta que son factores de oferta los que en mayor medida inciden en las variaciones del producto y el empleo. Por otra parte, se afirma que es el manejo de una política monetaria discrecional la fuerza principal que aleja el crecimiento del ingreso de su tendencia de largo plazo y el que aumenta la variabilidad del producto.

* Economista del Banco Central de Venezuela. Se agradecen los comentarios de Gustavo Sánchez, Harold Zavarce y un árbitro anónimo que permitieron mejorar el trabajo. Como es usual, el autor es el único responsable de cualquier deficiencia.

¹ Sobre este tema ver Lucas (1977), Hoover (1988, Prescott y Kydland (1990) y Summers (1986).

El componente tendencial de las series de tiempo puede ocasionar importantes dificultades desde el punto de vista del análisis de regresión (Stock y Watson 1988). Estas dificultades están referidas al tema de la regresión espúrea, identificada por primera vez por Granger y Newbold (1974): series no estacionarias aparentan estar altamente correlacionadas cuando de hecho no existe verdadera relación entre ellas.

Una serie es estacionaria cuando su distribución de probabilidad no depende del tiempo. Esto implica que a pesar de sus oscilaciones la serie tiende a converger a un valor medio fijo y su varianza es constante, en cuyo caso se habla de estacionaridad débil.

El caso típico de una variable no estacionaria es el de aquella que sigue un camino aleatorio (random walk). En este caso no existe la certeza de que en algún período la variable retorne a un valor fijo.

Dado que la mayoría de las series económicas crecen o decrecen tendencialmente, existe la firme presunción de que son no estacionarias.

Dos de los supuestos fundamentales del modelo lineal general son que los valores de las variables explicativas son no estocásticas y que el término de perturbación es estacionario. Cuando una regresión involucra variables que exhiben un comportamiento no estacionario en general dichos supuestos son violados.

El punto importante es, tal como apuntan Granger y Newbold (1974), que en una regresión de dos series generadas mediante un proceso auto-regresivo de primer orden AR(1), el coeficiente de determinación R^2 , el cual es el cuadrado de la correlación existente entre las dos variables, es alto. Esto sugiere que un R^2 suficientemente alto no debería considerarse como evidencia de una relación significativa entre series auto-relacionadas. De acuerdo a estos autores "si en una regresión que relaciona variables económicas los residuos están fuertemente correlacionados, lo cual implica un bajo Durbin-Watson, la única conclusión que puede extraerse es que la ecuación está mal especificada cualquiera sea el valor R^2 ". En forma práctica hay sospecha de una regresión espúrea cuando el R^2 es mayor que el Durbin-Watson.

En este trabajo se estudia las características de las principales series de tiempo de la economía venezolana. La hipótesis según la cual dichas series son no estacionarias no pudo ser rechazada. Este resultado constituye una advertencia acerca del uso de series anuales en niveles en trabajos empíricos, aunque la misma observación es válida para algunas series trimestrales según lo reportado por Sánchez (1993).

La no estacionaridad de las principales series económicas de Venezuela es, en realidad, un caso particular de un fenómeno general observado en las series temporales de la distintas economías.

En la primera parte del trabajo se explican los fundamentos estadísticos y los tests para determinar la estacionaridad de las series y en la segunda se exponen los resultados del análisis de las series temporales de la economía venezolana.

Las fuentes bibliográficas utilizadas en este trabajo fueron: Baptista (1991): Bases Cuantitativas de la Economía Venezolana y Banco Central de Venezuela (1992): Series Estadísticas de Venezuela de los últimos cincuenta años.

Raíces Unitarias en las Series de Tiempo

El problema de la presencia de raíces unitarias en las series de tiempo se tornó importante para la investigación económica desde que Nelson y Plosser (1982) determinaron la existencia de raíces unitarias en las principales series económicas de los Estados Unidos.

Se dice que una serie de tiempo tiene una o más raíces unitarias si la serie en referencia necesita ser diferenciada una o más veces para que se haga estacionaria. En general, la detección de raíces unitarias y no estacionaridad son términos equivalentes.

Una serie es débilmente estacionaria cuando su media y su varianza son constantes en el tiempo. Formalmente, una serie de tiempo X_t es estacionaria si se cumplen las siguientes condiciones (Granger y Newbold 1986).

1. La media de $X_t = \mu$
2. La varianza de $X_t = \sigma^2 < \infty$
3. La covarianza, $\text{Cov}(X_t - X_{t-\tau}) = \lambda\tau$

Las dos primeras condiciones implican que la media y la varianza de X_t no son funciones del tiempo y la tercera que la covarianza entre dos instantes depende exclusivamente de la distancia en el tiempo de las observaciones.

Se dice entonces que una serie es débilmente estacionaria si tiende a converger a su valor medio o a una tendencia fija y si sus fluctuaciones en torno a la media tienen una misma amplitud (Cuthbertson et al, 1992).

Contrariamente, una serie de tiempo es no estacionaria cuando su media y su varianza no son constantes y, después de un shock, no regresa a una media o tendencia fija.

El caso más simple de una serie no estacionaria es el de una variable que sigue un proceso aleatorio sin constante (random walk without drift). Formalmente, una variable aleatoria puede expresarse como:

$X_t = \alpha X_{t-1} + e_t$ (1), donde α debería ser igual a uno y e_t es independiente y normalmente distribuido con media cero y varianza constante, $e_t \sim \text{IN}(0, \sigma^2)$.

Si $X_0 = 0$, resolviendo recursivamente para X_t ,

$$X_t = \sum_{i=1}^t e_i, \text{ y la varianza } X_t \text{ es:}$$

$$\text{Var}(X_t) = \sum_{i=1}^t e_i = t\sigma^2$$

Así, cuando t se hace suficientemente grande, $t \rightarrow \infty$, la varianza de X_t se hace infinita, lo cual quiere decir que su fluctuación alrededor de su media es creciente.

Con base en la ecuación (1) la hipótesis nula sería:

$$H_0: \alpha = 1$$

$$H_1: \alpha < 1$$

Si la hipótesis nula no es rechazada, la conclusión es que la serie X_t se puede interpretar como un camino aleatorio, el cual por definición es no estacionario y, en consecuencia, la serie tiene una raíz unitaria.

En general, una serie de tiempo X_t representada mediante un proceso ARMA (p,q); es decir, Auto-regresivo de orden p y Medias Móviles de orden q, se puede escribir, siguiendo a Granger y Newbold (1986), así:

Componente auto-regresivo:

$$(X_t - \mu) - \phi_1 (X_{t-1} - \mu) - \dots - \phi_p (X_{t-p} - \mu) = a_t$$

o sintéticamente como:

$$\phi(L) (X_t - \mu) = a_t \quad (2)$$

donde ϕ y L son vectores de parámetros y de operadores de rezagos de orden p y a_t es una constante².

Por otra parte, el componente de Medias Móviles puede expresarse como:

$$X_t - \mu = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}, \text{ o también como:}$$

$$X_t - \mu = \theta(L) a_t \quad (3)$$

donde θ es un vector de parámetros.

De esta forma la serie de tiempo X_t es generada por un proceso ARMA (p,q); es decir, la suma de ambos componentes:

$$\phi(L) (X_t - \mu) = \theta(L) a_t \quad (4), \text{ donde } a_t \sim IN(0, \sigma^2)$$

Supongamos que existe una nueva serie la cual es estacionaria después de haber sido diferenciada una vez la serie original:

$$Z_t = X_t - X_{t-1} = (1-L) X_t \quad (5)$$

No obstante, la serie X_t puede necesitar más de una diferenciación para ser estacionaria, en cuyo caso podemos escribir:

$$Z_t = X_t = (1-L)^d X_t \quad (6)$$

² Ya que $L^n(X_t - \mu) = X_{t-n} - \mu$, la ecuación (2) puede escribirse como $\phi(L)(X_t - \mu)$ donde $\phi(L) = 1 - \phi_1 L^1 - \dots - \phi_p L^p$.

donde d es el orden de diferenciación que se necesita para que la serie sea estacionaria, la serie temporal X_t se puede representar mediante el siguiente modelo ARIMA (p, d, q) (Autogressive Integrated Moving Average):

$$\phi(L) [(1 - L)^d X_t - \mu] = \phi(L) a_t \quad (7)$$

donde d es el número de raíces del componente auto-regresivo del modelo. Es evidente que la prueba sobre estacionaridad y el número de veces que la serie necesita ser diferenciada es lo mismo que contrastar el número de raíces del polinomio (7). Así, para $d = 0$ la serie es estacionaria en niveles y no tiene raíces unitarias, en tanto que si $d = 1$ existe una raíz unitaria.

Retomando el caso de una serie de tiempo que sigue un proceso aleatorio, su representación es través de un modelo ARIMA (0, 1, 0); lo cual quiere decir que la serie es integrada de orden uno, I(1), toda vez que se necesita una diferenciación para hacer la serie estacionaria.

La detección de estacionaridad de una serie puede realizarse mediante la inspección de la función de autocorrelación y más formalmente mediante el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

En (1), $\alpha = \text{corr}(X_t - X_{t-1})$; donde las autocorrelaciones se corresponden con los coeficientes de correlaciones entre el valor corriente de la serie y su rezago inmediato. Cuando la función de autocorrelación decae suavemente en la medida en que se incrementa el número de rezagos, una hipótesis razonable es que existe un proceso integrado, ya que hay una estrecha asociación entre un valor de la serie en un momento t y otro en $t-n$, para $n = 1, 2, \dots, T$.

El test de Dickey-Fuller Aumentado cuando se incluye la tendencia (T) es de la siguiente forma:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta_{t-j} + \varepsilon_t$$

Cuando no se incluye la tendencia en la regresión, el test adopta esta forma:

$$\Delta X_t = \alpha_1 + \alpha_2 X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta_{t-j} + \varepsilon_t$$

La hipótesis nula de los tests es que α_2 es igual a cero, es decir que existe raíz unitaria. Los estadísticos de contraste no son los usuales t de student y su distribución fue derivada por Fuller aunque también pueden utilizarse los obtenidos por MacKinnon.

Una de las críticas al ADF es que el número de rezagos k es seleccionando arbitrariamente. Sin embargo, la elección de k puede basarse en el criterio de información de Akaike (AIC) escogiendo aquel valor para el cual $\log \sigma^2 k + 2k/N$ sea mínimo (Granger y Newbold 1986), donde $\sigma^2 k$ es la verdadera varianza del error, y N el número de observaciones.

Las Series Económicas de Venezuela

Con el propósito de facilitar el análisis, las series se dividieron en tres categorías: las monetarias (strictu sensu), las reales y los índices y tasas. En el primer grupo se incluyen los tres agregados monetarios más relevantes: la base monetaria (BM), la liquidez monetaria (M2) y el dinero (M1). Del segundo grupo forman parte el producto interno bruto (PIB), el PIB per capita, el consumo, la inversión, las exportaciones, las importaciones y el stock de capital, todos ellos en términos reales. Finalmente la tercera categoría consta del índice de precios al consumidor (IPC), la tasa de desempleo y la tasa de interés activa.

Las autocorrelaciones muestrales de los logaritmos de las variables se muestran en el número 1.

CUADRO N° 1						
Autocorrelaciones muestrales de los logaritmos de las variantes						
REZAGOS						
VARIABLE	PERIODO	1	2	3	4	5
Base Monetaria	1940-1991	0,92	0,85	0,78	0,72	0,66
Dinero (M1)	1940-1991	0,93	0,85	0,78	0,72	0,65
Liquidez (M2)	1940-1991	0,93	0,86	0,80	0,73	0,67
PIB	1920-1989	0,96	0,91	0,86	0,82	0,78
PIB per cápita	1920-1989	0,94	0,87	0,81	0,74	0,67
Consumo	1920-1989	0,94	0,89	0,85	0,80	0,76
Inversión	1920-1989	0,93	0,88	0,81	0,74	0,69
Exportaciones	1920-1989	0,94	0,89	0,83	0,77	0,71
Importaciones	1920-1989	0,95	0,87	0,80	0,74	0,69
Acervo de capital	1920-1989	0,96	0,92	0,87	0,83	0,78
IPC	1945-1989	0,65	0,39	0,30	0,23	0,19
Tasa de interés	1963-1989	0,50	0,44	0,36	0,32	0,29
Tasa de desempleo	1950-1989	0,85	0,66	0,47	0,30	0,16

Como se aprecia, las autocorrelaciones de cada variable, a excepción de la tasa de interés, comienzan en el primer rezago con un valor cercano a la unidad y luego decaen suavemente a medida que aumenta su número. Este patrón es típico de las series no estacionarias. En el cuadro 2, en el cual se presentan las autocorrelaciones de las primeras diferencias se observa un comportamiento distinto. Efectivamente, las series no decaen

suavemente cuando aumenta el número de rezagos, sino que se identifican valores negativos y positivos, lo cual sugiere que las series necesitan ser diferenciadas para que sean estacionarias.

CUADRO 2						
Autocorrelaciones muestrales de los logaritmos de las primeras diferencias						
REZAGOS						
VARIABLE	PERIODO	1	2	3	4	5
Base Monetaria	1940-1991	-0,14	0,13	0,05	0,06	-0,07
Dinero (M1)	1940-1991	0,33	0,15	0,23	-0,01	-0,17
Liquidez (M2)	1940-1991	0,40	0,21	0,10	-0,01	-0,07
PIB	1920-1989	0,54	0,19	-0,01	-0,16	-0,25
PIB per cápita	1920-1989	0,48	0,22	-0,06	-0,21	-0,16
Consumo	1920-1989	0,15	0,17	0,03	0,03	0,16
Inversión	1920-1989	0,37	0,00	-0,03	-0,07	-0,22
Exportaciones	1920-1989	0,14	0,21	0,02	0,00	0,05
Importaciones	1920-1989	0,21	0,01	-0,08	-0,06	-0,32
Acervo de capital	1920-1989	0,88	0,64	0,36	0,11	-0,08
IPC	1945-1989	0,63	0,24	0,14	0,07	0,06
Tasa de interés	1963-1989	0,03	-0,01	-0,11	-0,13	-0,16
Tasa de desempleo	1950-1989	0,18	-0,04	-0,11	-0,08	0,13

En el cuadro 3 se exponen los resultados del ADF para la determinación de las raíces unitarias del componente auto regresivo del modelo ARMA (p, q).

CUADRO 3		
Test Dickey-Fuller aumentado para raíces unitarias		
VARIABLE	α_1 ESTIMADO	VALOR CRITICO AL 5%
Base Monetaria	-1,31	-3,51
Dinero (M1)	-1,66	-3,51
Liquidez (M2)	-1,00	-3,51
PIB	-0,66	-3,48
PIB per cápita	-0,33	-3,50
Consumo	-1,99	-3,53
Inversión	1,22	-3,53
Exportaciones	-2,29	-3,48
Importaciones	-2,98	-3,48
Acervo de capital	-0,93	-3,48
IPC	-1,05	-3,52
Tasa de interés	-0,96	-3,62
Tasa de desempleo	-2,01	-3,53

Según la información reportada en el cuadro 3, la hipótesis nula, relativa a la presencia de una raíz unitaria en las series, no pudo ser rechazada por cuanto el coeficiente estimado de cada variable es menor (en valor absoluto) al valor crítico tabulado por MacKinnon.

Los resultados del test para las primeras o segundas diferencias se presentan en el cuadro 4.

CUADRO 4			
TEST DICKEY FULLER AUMENTADO PARA RAICES UNITARIAS: PRIMERA O SEGUNDA DIFERENCIA			
Base Monetaria	-2,70	-4,64	-3,51
Dinero (M1)	-3,19	-4,06	-3,51
Liquidez (M2)	-2,83	-4,97	
-3,51			
PIB	-4,77		-3,48
PIB per cápita	-4,19		-3,50
Consumo	-3,90		-3,48
Inversión	-3,84		-3,48
Importaciones	-3,51		-3,48
Acervo de capital	2,51		-3,48
IPC	-4,23	-4,02	-3,52
Tasa de interés	-3,53		-3,63
Tasa de desempleo	-4,64	-4,88	-0,54

Los resultados consignados en el cuadro 4 indican que todas las variables necesitan ser diferenciadas para ser estacionarias tal como sugieren las funciones de autocorrelaciones. En particular, los tres agregados monetarios estudiados son integrados de orden dos, $I(2)$ al igual que el IPC y la tasa de desempleo. El resto de las variables son integradas de orden uno, $I(1)$.

Conclusiones

La conclusión más importante de este estudio es que las principales series económicas de Venezuela necesitan ser diferenciadas al menos una vez para que se transformen en estacionarias. Este resultado obliga a utilizar técnicas de estimación más avanzadas para superar los graves problemas que ocasiona la regresión espúrea.

El uso de las técnicas de cointegración y el mecanismo de corrección de errores serían de gran ayuda para solventar el citado inconveniente, toda vez que permitiría la obtención tanto de relaciones de corto como de largo plazo sin necesidad de incurrir en la pérdida de información que acarrea la diferenciación de las series de tiempo. De hecho, si las series objeto de estudios son integradas, es decir, están cointegradas, existiendo en consecuencia una relación de largo plazo entre ellas, la técnica de cointegración permite realizar regresiones en niveles mediante el mecanismo de corrección de errores. (Engle y Granger, 1987).

Cabe mencionar los promisorios resultados obtenidos por Sánchez (1993) quien, utilizando el procedimiento de Johansen, estimó una función de dinero para Venezuela mediante el uso de las dos técnicas mencionadas anteriormente.

Bibliografía

- BANCO CENTRAL DE VENEZUELA (1991). *Series Estadísticas de Venezuela de los Últimos Cincuenta Años*. Caracas.
- BAPTISTA, Asdrúbal (1991). *Bases Cuantitativas de la Economía Venezolana*. Comunicaciones Corporativas. Caracas.
- CUTHBERTSON, K et al (1992). *Applied Econometric Techniques*. The University of Michigan Press.
- ENGLE R. and GRANGER, C. J. W. (1987): "Co-Integración and error correction representation, estimation and testing". *Econométrica*, N° 55.
- GRANGER, C. J. W. y NEWBOLD, P. (1974). Spurious Regression in Econometrics. *Journal of Econometrics*. Vol. 2.
- (1986). *Forescasting Economic Time Series*. Academic Press. Second Edition.
- HOOVER, Kevin (1988). *The New Classical Macroeconomics*. Basil Blackwell. Oxford.
- LUCAS, Robert (1977): *Understanding business cycle*. *Carnegie Rochester Conference*. Serie 5, North Holland.
- NELSON Ch. y Plosser Ch. (1982): *Trends and random walk in Macroeconomic Time Series*. *Journal of Monetary Economic*, Vol. 10.
- KYDLAND, F. y PRESCOTT, E. (1990). Business Cycle: Real Facts and Monetary Myth. *Quarterly Review*. Federal Reserve Bank Minneapolis. Spring.
- SÁNCHEZ, Gustavo (1993). The Demand for Money in Venezuela 1980-1993. *Manuscrito no publicado*.
- Summer L. (1986): "Some Skeptical observations on real business cycle theory". *Quarterly Review*, *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, Fall.
- STOCK, J. y WATSON, M. (1998), Variable Trends in Economics Time Series. *Journal of Economic Perspective*. Vol. 2. N° 3.