Investigaciones Económicas (Segunda época). Vol. X, n.º 1 (1986), págs. 185-199

UNA MEDIDA DE VOLATILIDAD EN SERIES TEMPORALES CON UNA APLICACION AL CONTROL MONETARIO EN ESPAÑA*

Agustín MARAVALL

Banco de España

Samuel BENTOLILA

Massachusetts Institute of Technology

El trabajo consiste en una aplicación del análisis de series temporales al problema de medir la volatilidad de variables económicas. Se argumenta que el efecto de la volatilidad se relaciona más con la incertidumbre que genera que con la magnitud de las fluctuaciones. Se propone, en consecuencia, una medida de volatilidad relativa, estrechamente asociada al concepto de impredecibilidad, de muy fácil computación.

La discusión se ilustra con una aplicación sencilla al control monetario, en la que se concluye que la relación entre M3 y las reservas ha sido empíricamente más estable y precedible que la relación entre M3 y la base monetaria.

1. Introducción

El trabajo consiste en una aplicación sencilla del análisis de series temporales al problema de medir la volatilidad de variables. Dicho problema se plantea en múltiples contextos. Por mencionar algunos:

a) Los posibles efectos adversos de la volatilidad de los tipos de cambio sobre el comercio y los flujos internacionales de capital.

b) Los posibles efectos de la volatilidad de la oferta monetaria sobre los tipos de interés.

c) Los posibles efectos de la volatilidad de la inflación sobre la demanda de dinero.

En ocasiones interesa una medida global (que se resume en un estadístico determinado) y, en ocasiones, interesa construir una serie temporal. En el primer caso se han utilizado una variedad de medidas, tales como el coeficiente de variación, la desviación típica de la serie sin tendencia, el valor absoluto medio o

* Los autores son, respectivamente, economista del Servicio de Estudios del Banco de España, y estudiante graduado del Massachusetts Institute of Technology; desean agradecer los comentarios de J. Pérez, J. Dolado, B. Sanz y de un evaluador anónimo.

la desviación típica de las tasas de cambio, etc. En el segundo caso se suelen utilizar series de medias móviles cortas (tres o cuatro términos) de diferencias o tasas de cambio[1].

La manera en que la volatilidad, tanto en el crecimiento del dinero como en los tipos de cambio o en la tasa de inflación, produce efectos adversos es por medio de la generación de incertidumbre. Primero, si se producen cambios impredecibles en el tipo de cambio, aumenta el riesgo de importar y exportar, lo que puede reducir el comercio internacional. Segundo, la volatilidad en el crecimiento de dinero puede causar aumentos en el tipo de interés porque produce incertidumbre sobre la dirección que va a seguir la autoridad monetaria. Por último, la volatilidad de la tasa de inflación es una variable «proxy» que intenta capturar la incertidumbre sobre el movimiento de los precios. Parece, pues, que volatilidad se asocia estrechamente con incertidumbre. Su efecto adverso «consiste no tanto en la magnitud de las fluctuaciones en años particulares, sino en la incertidumbre que producen sobre posibles cambios»[2].

Visto desde esta perspectiva, las medidas propuestas parecen, quizás, innecesariamente arbitrarias y rígidas. Algunas de ellas podrán ser adecuadas para algunas series (como luego veremos), pero ninguna lo será para todas. El propósito de este trabajo es sugerir una medida general de volatilidad en series temporales, muy fácil de computar, con la que están familiarizados todos los analistas de series temporales. La medida considera «volatilidad» a la variación no sistemática de una serie y consiste, pues, en una medida de incertidumbre relativa. El cómputo se ilustra con un ejemplo relacionado con la elección de instrumentos en el control monetario.

2. Limitaciones del coeficiente de variación y otras medidas

Para una variable aleatoria x es obvio que la varianza o la desviación típica dan una medida de la variabilidad de x. Puesto que ambas dependen de las unidades en que éste se mide, para obtener una medida adimensional se utiliza en ocasiones el coeficiente de variación:

$$CV = \frac{\sigma}{\mu}$$

Cuando se dispone de una muestra aleatoria (observaciones independientes todas ellas distribuidas idénticamente con media μ y varianza σ^2), el coeficiente se estima por medio de los estimadores muestrales usuales s^2 y $\bar{x}$. Sin embargo, cuando se trata de una serie temporal (una sucesión de variables aleatorias con una única observación para cada una de ellas) el estimador $s/\bar{x}$ puede carecer totalmente de fundamento.

[1] Véase, por ejemplo, Bruni (1984), Hakkio (1984), Dolado (1984), Berson (1983), Bergstrand (1983), Kahn (1982), Attfield y col. (1981), Blejer (1979).
[2] Yeager (1976).

Primero, una tendencia lineal puramente determinística, como la de la figura 1, es perfectamente predecible. Sin embargo, es obvio que el valor estimado $s/\bar{x}$ puede ser muy elevado. En este caso los estadísticos s y $\bar{x}$ no tienen nada que ver con los estimadores de una varianza o una media poblacional.

Pero además, en la serie de desviaciones con respecto a la tendencia pueden presentarse movimientos sistemáticos muy estables. Por ejemplo, la serie de la figura 2 representa un ciclo puramente determinístico. De nuevo el coeficiente de variación estimado, $s/\bar{x}$, puede tener un valor numérico alto. En este caso la varianza no está tampoco definida y el estimador s no puede asociarse con volatilidad (o falta de estabilidad).

Los gráficos 1 y 2 parecen sugerir que sería preciso eliminar de la serie el componente tendencial y los posibles componentes cíclicos o estacionales. Esto conduciría a utilizar alguna medida de volatilidad basada en el llamado componente irregular de una serie. Lo cual presenta también problemas importantes.

La mayoría de las series económicas contienen elementos estocásticos tanto en el componente tendencial como en el estacional. Es decir, ni la tendencia ni la estacionalidad son funciones deterministas y su evolución, en general, no puede predecirse con certeza. Así, puede suceder que dos series presenten componentes irregulares de la misma importancia relativa, aproximadamente, y que, sin embargo, una sea mucho más volátil e inestable que la otra, debido a que el componente estacional, por ejemplo, es mucho más inestable, variable e imprede-

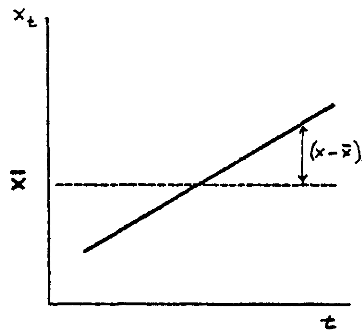

Gráfico 1

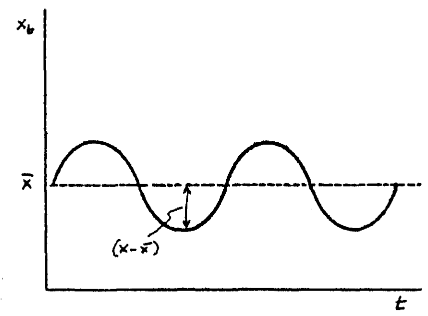

Gráfico 2

cible. Y una serie puede tener un componente irregular muy pequeño y ser, al mismo tiempo, muy inestable porque lo son sus otros componentes. Así pues, un análisis de la volatilidad de una serie debe considerar la volatilidad presente en cada uno de sus componentes.

Al margen de estas consideraciones, en la medida en la cual la media de la serie varía en el tiempo, el problema de la estandarización y de la dimensionalidad siguen estando presentes. Hay que buscar, pues, una medida que se encuentre libre de todos los problemas que hemos mencionado.

3. Una medida alternativa

Nos interesa considerar a una serie como compuesta de una parte sistemática, que será, en principio, predecible, y una parte impredecible. Así, dicha descomposición estará estrechamente ligada a la descomposición de una serie en predicción y error de predicción.

Para simplificar, representemos la serie x_t en forma autorregresiva:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \cdots + \phi_p x_{t-p} + a_t \qquad [1]$$

donde a_t es un residuo con media cero tal que a_t y $a_{t'}$ son independientes entre sí para $t \neq t'$. Utilizando el operador de retardos B, [1.1] puede escribirse:

$$\phi_p(B) x_t = a_t$$

y $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \cdots - \phi_p B^p$ contendrá raíces unitarias si la serie es no-estacionaria. Sea X_t el conjunto de valores de x conocidos en t:

$$X_t = \{x_{t'} \mid t' \leqslant t\}.$$

La predicción de x_{t+j} hecha en t, con error cuadrático medio mínimo, que designaremos $\hat{x}_t(j)$, vendrá dada por:

$$\hat{x}_t(j) = E(x_{t+j} \mid X_t).$$

Escribiendo [1] para x_{t+j} y tomando la esperanza condicional en t, resulta:

$$\hat{x}_t(j) = \phi_1 \hat{x}_t(j-1) + \cdots + \phi_p \hat{x}_t(j-p)$$

o, en forma abreviada,

$$\phi_p(B) \hat{x}_t(j) = 0 \qquad [2]$$

donde el operador B actúa sobre j. Es decir, la función de predicciones $\hat{x}_j(j)$ es la solución de una ecuación en diferencias finitas, que corresponde al polinomio autorregresivo de [1]. Como es sabido, la solución de [2] estará compuesta por la suma de funciones exponenciales (raíces reales no repetidas), polinomios (raíces repetidas), y funciones sinusoidales (raíces complejas).

Nótese que, puesto que la solución de [2] depende de p condiciones iniciales, y dado que éstas irán cambiando al cambiar t, los coeficientes de dichas funciones irán evolucionando en el tiempo. (Por ejemplo, para el AR(1):

$$(1 - \phi B)x_t = a_t$$

la función de predicción viene dada por:

$$\hat{x}_t(j) = c\phi^j$$

donde $c = x_t$ (la condición inicial). Obviamente, al variar t variará c).

Es decir, la función de predicción estará compuesta por la suma de movimientos del tipo de los representados en el gráfico 3. Estos son movimientos del tipo de los descritos en la sección 2, y representarán el componente sistemático en la evolución de x_t.

Veamos un ejemplo concreto: Supongamos que se trata de una serie trimestral no estacionaria que presenta un componente de tendencia y otro de estacionalidad. Supongamos que ambos componentes desaparecen si se toma una primera diferencia y una diferencia estacional (de orden cuatro). Finalmente, supongamos que la serie transformada por medio de esas diferencias se convierte en ruido blanco si se le aplica un esquema autorregresivo de orden 2. Si r_1^{-1} y r_2^{-1} son las raíces de la ecuación:

$$1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 = 0$$

el polinomio $\phi_p(B)$ se factoriza en:

$$\phi_p(B) = (1 - r_1 B)(1 - r_2 B)(1 - B)(1 - B^4)$$

y tiene, por tanto, como raíces r_1^{-1}, r_2^{-1}, 1 y las cuatro raíces del círculo unitario, tal como se representan en el gráfico 4. Estas cuatro raíces serán 1 y -1 (correspondientes a los puntos A y C) y el par de complejos conjugados correspondiente a B y D. En consecuencia, la solución de la ecuación que satisface la función de predicción vendrá dada por:

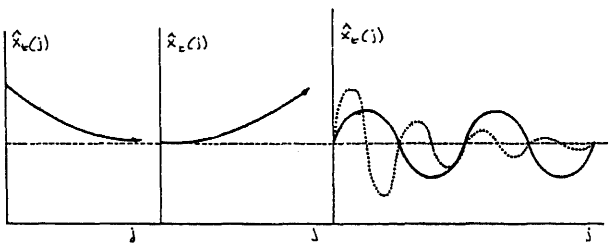

Gráfico 3. Funciones de Predicción.

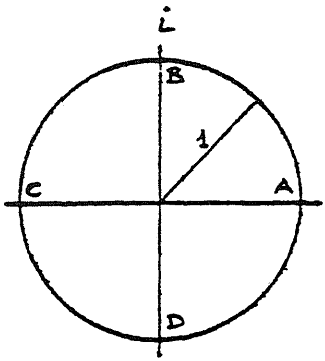

Gráfico 4. Raíces del Círculo Unitario.

$$f_{t,\,j} = c_{1,\,t}r_1^j + c_{2,\,t}r_2^j + c_{3,\,t} + c_{4,\,t}j + \\ + c_{5,\,t}(-1)^j + c_{6,\,t}\cos\,(j\pi/2j + c_{7,\,t})$$

Si r_1 y r_2 son reales, los dos primeros componentes serán funciones exponenciales decrecientes; si son imaginarias, se transformarán en un movimiento pseudocíclico también amortiguado. El ejemplo ilustra, pues, cómo los diversos movimientos sistemáticos —tanto del componente no estacionario como del estacionario— de la serie aparecen recogidos en la función de predicción.

La parte de la serie no incluida en estos movimientos sistemáticos vendrá incluida en el error de predicción. La estructura de éste dependerá, claro está, del horizonte para el que se realice la predicción. Consideremos el error de predicción un período por delante. Dado que:

$$x_{t+1} = \phi_1 x_t + \cdots + \phi_p x_{t-p+1} + a_{t+1}$$

es inmediato que:

$$\hat{x}_t(1) = \phi_1 x_t + \cdots + \phi_p x_{t-p+1}$$

con lo cual el error de predicción viene dado por:

$$x_{t+1} - \hat{x}_t(1) = a_{t+1}$$

es decir, por los residuos del proceso autorregresivo. Por tanto, la varianza residual del proceso autorregresivo proporciona una medida de la parte impredecible de la serie.

Para poder expresar la volatilidad de una serie en términos relativos, es decir, en forma estandarizada, lo que nos interesaría es poder referir la parte impredecible de la serie al nivel de la misma. Por ejemplo, si la desviación típica de la parte impredecible de una serie es 10, la volatilidad de la misma será mucho mayor si el nivel de la serie es 100 que si el nivel de la serie es 10.000. Nos interesa, pues, una medida referida al cociente:

$$\frac{\text{componente impredecible}}{\text{nivel de la serie}}$$

Esto se consigue fácilmente operando con los logaritmos de la serie[3]: Si a_t es el error de predicción de la serie x_t, el error de predicción de la serie $\log x_t$ es aproximadamente igual al cociente a_t/x_t.

Para ver esta relación sea $\hat{x}_t$ la predicción de x_t. Luego:

$$x_t = \hat{x}_t + a_t$$

y, por tanto,

$$\hat{x}_t = x_t - a_t = x_t\left(1 - \frac{a_t}{x_t}\right)$$

Tomando logaritmos:

$$\log \hat{x}_t = \log x_t + \log\left(1 - \frac{a_t}{x_t}\right) \qquad [3]$$

Puesto que $\left|\frac{a_t}{x_t}\right|$ será en general pequeño (y siempre menor que 1),

$$\log\left(1 - \frac{a_t}{x_t}\right) \doteq -\frac{a_t}{x_t} \qquad [4]$$

Sustituyendo [4] en [3]:

$$\log x_t - \log \hat{x}_t \doteq \frac{a_t}{x_t} \qquad [5]$$

Sea $z_t = \log x_t$. Si $\hat{z}_t = \log \hat{x}_t$ (es decir, si la predicción del logaritmo es el logaritmo de la predicción), sustituyendo en [1.5]:

$$z_t - \hat{z}_t \doteq \frac{a_t}{x_t}$$

Luego el error de predicción de $\log x_t$ es aproximadamente igual a a_t/x_t.

El resultado descansa en dos aproximaciones. La primera es la implícita en [4], que será tanto más adecuada cuanto menor sea el valor de $\left|\frac{a_t}{x_t}\right|$. Puesto que:

$$\log(1 + h) = h - \frac{h^2}{2} + \frac{h^3}{3} - \frac{h^4}{4} + \cdots$$

[3] Véase Poveda-Sanz (1978).

el error en la aproximación de [1.4] será de orden $\left(\frac{a_t}{x_t}\right)^2$. Si, por ejemplo, el error de predicción es del 10 por 100 sobre el nivel de la serie (valor considerablemente elevado para la gran mayoría de las series económicas), la aproximación será del orden de 0,005, valor suficientemente pequeño. La segunda aproximación es suponer:

$$\hat{z}_t = (\widehat{\log x_t}) = \log \hat{x}_t \qquad [6]$$

Esta aproximación está implícita en las predicciones de una variable cuando el modelo se estima para los logaritmos. Así, si una variable se predice por medio de sus logaritmos, práctica muy generalizada, la predicción vendrá dada por:

$$\hat{x}_t = e^{\hat{z}_t}$$

de modo que [6] se satisface.

En consecuencia, si interesa una serie que represente la volatilidad en cada período, un candidato obvio es la serie de los residuos (en valor absoluto) de la serie en logaritmos. Estos residuos, multiplicados por 100, representan el porcentaje sobre el nivel de la serie que, en cada período, supone la parte impredecible. Si lo que interesa es una medida global de volatilidad, se podrá utilizar una medida de dispersión de la distribución de dichos residuos, tal como la desviación típica.

Así, si $\phi(B)$ representa el filtro que transforma a la serie logarítmica en ruido blanco (un polinomio finito en B o un cociente de polinomios finitos), la medida de volatilidad (V) vendrá dada por:

$$V = 100\sigma[\phi(B) \log x_t]$$

Tiene interés un comentario final: En la medida en la cual las series presentan movimientos estacionales, tendencias y, en general, estructuras estocásticas distintas, los filtros $\phi(B)$ serán también distintos. La medida propuesta es, pues, específica de cada serie, reflejando el hecho de que la parte sistemática de éstas varía.

Nótese que, si se trata de un mercado eficiente, en el que la serie univariante sigue un sendero aleatorio, entonces:

$$\nabla z_t = a_t$$

con lo cual la medida propuesta resulta simplemente:

$$V = 100\sigma(\nabla \log x_t)$$

es decir, la desviación típica de las tasas de crecimiento período a período. No es, pues, de extrañar que medidas de este tipo y similares se hayan utilizado para medir volatilidad en el tiempo de cambio[4].

4. Una aplicación

4.1. *Base Monetaria* versus *Reservas Bancarias*

El problema que pasamos a analizar ilustra otra aplicación de interés de la medida sugerida de volatilidad. En ocasiones, para estimar en forma sencilla la estabilidad de la relación entre dos variables, se utilizan regresiones estimadas por MCO. Como veremos, en situaciones en que este procedimiento resulta inadecuado, la medida propuesta permite medir, de forma también sencilla, la estabilidad de la relación entre dos variables. Como ilustración, tomaremos un ejemplo relacionado con la política monetaria.

A partir del año 1974 se pone en marcha por primera vez en España una política monetaria activa. De acuerdo con un esquema bietápico (véase, por ejemplo, Friedman (1975)), se pretende afectar la evolución de la renta nominal mediante la cantidad de dinero. La política monetaria persigue controlar una definición amplia de la oferta monetaria, las disponibilidades líquidas o M_3 (efectivo en manos del público más depósitos bancarios a la vista, de ahorro y a plazo), a través de las reservas bancarias o activos de caja del sistema bancario (R).

Las razones de la elección de la variable objetivo intermedia y de la variable operativa fueron explicadas en su día por el Banco de España (ver Rojo y Pérez (1977)). Sin embargo, posteriormente aparece un estudio de Segura (1979) en el que se pone en duda la idoneidad de la elección de los activos como instrumento de control, abogando por una variable con mayor tradición en la literatura profesional, la base monetaria (B).

Con objeto, posiblemente, de obtener una medida sencilla para comparar la estabilidad de la relación entre M_3, de un lado, y las reservas y la base, de otro, Segura presenta las dos regresiones:

$$M_3 = 0{,}011 + 0{,}274B \quad (R^2 = 0{,}653)$$

$$M_3 = 0{,}013 + 0{,}140R \quad (R^2 = 0{,}172)$$

estimadas por MCO, donde las tres variables se miden en tasas de variación intermensual y el período se extiende de 1974/1 a 1978/9 (56 observaciones). Las regresiones anteriores parecen indicar una relación más estable de M_3 con la base monetaria. Sin embargo, si se analizan los residuos de las regresiones anteriores (para las series largas), sus funciones de autocorrelación (véase cuadro 1) contienen retardos estacionales que convergen muy lentamente. Los residuos son, pues, no-estacionarios y, en consecuencia, los estimadores MCO no son consistentes. Las

[4] Véase, por ejemplo, Burni (1984). De todos modos, el supuesto de que los mercados de tipo de cambio son eficientes es cuestionable (véase Carlozzi, 1983).

CUADRO 1
Autocorrelaciones Estacionales
(Residuos MCO)

	B	R
ρ_{12}	0,63	0,82
ρ_{24}	0,52	0,71
ρ_{36}	0,41	0,59
ρ_{48}	0,32	0,48

varianzas de los estimadores son teóricamente infinitas, y las dos regresiones no permiten inferencia alguna. Al igual que sucedía, pues, con el coeficiente de variación, la regresión simple no es un instrumento adecuado para medir la estabilidad de la relación (contemporánea) entre M_3 de un lado, y las reservas o la base de otro.

Sean:

$$m_B = M_3/B \quad ; \quad m_R = M_3/R \qquad [7]$$

los multiplicadores de la base monetaria y de las reservas bancarias. Condicional a un modelo macroeconómico, entre ambos multiplicadores existirá una relación. Por ejemplo, siguiendo un esquema simplificado similar al de Brunner-Meltzer (1964), sea M la oferta monetaria, E el efectivo en manos del público, D los depósitos del público en el sistema bancario, RO las reservas obligatorias, RE las reservas excedentes, y r_0 y r_e sus respectivos coeficientes. Tendremos que:

$$\begin{aligned} M &= E + D \\ B &= E + R \\ R &= RO + RE = (r_0 + r_e)D \\ E &= eD \end{aligned} \qquad [8]$$

donde la primera identidad define la oferta monetaria, la segunda expresa los usos de la base monetaria, la tercera representa la demanda de reservas bancarias en función de los depósitos, y la cuarta expresa la relación efectivo-depósitos. Es fácil ver que [7] y [8] implican:

$$m_B = \frac{1 + e}{e + r_0 + r_e} \quad ; \quad m_R = \frac{1 + e}{r_0 + r_e}$$

Ambos multiplicadores se derivan del mismo sistema de ecuaciones, y pueden expresarse uno en función del otro. Como e y r_e son variables (función de los tipos de interés y de otra serie de variables), m_B y m_R tendrán distintos comportamientos en el tiempo. Definiendo esas funciones explícitamente, junto con una función de utilidad de la autoridad monetaria, sería posible formular formalmente el problema de qué variable (B o R) es preferible. La solución, por supuesto, dependerá del modelo y de las funciones mencionadas. Sin embargo, al margen de cualquier modelo, puesto que se trata de elegir una variable operativa para controlar M_3 en el corto plazo, tendrá interés saber cuál de las dos relaciones, M_3/B o M_3/R (es decir, m_B o m_R), se comporta, de hecho, en forma más estable. Si, utilizando un caso extremo, la relación M_3/R fuese siempre constante, mientras que la relación M_3/B estuviese sujeta a oscilaciones erráticas impredecibles, sería en principio preferible controlar M_3 por medio de R (nunca nos equivocaríamos) que por medio de B y viceversa. Aplicaremos, pues, a los dos multiplicadores la medida de volatilidad relativa desarrollada en la sección anterior. Por supuesto, esta comparación proporciona una información muy limitada y de ningún modo pretendemos que solucione el problema de qué variable resulta preferible. Se trata simplemente de obtener un dato de interés, fácil de computar.

4.2. *Los resultados*

Las series utilizadas han sido las de disponibilidades líquidas, activos de caja y base monetaria. Las tres series han experimentado modificaciones importantes con respecto a las utilizadas por F. Segura. La primera de ellas ha sido objeto de varias correcciones estadísticas desde 1978, con el fin de tener en cuenta algunos desarrollos institucionales y de lograr una medición más correcta del efectivo y de los depósitos en poder el público. En cuanto a las dos restantes, además de las correcciones estadísticas de esa misma índole, efectuadas en las series obtenidas a partir de los balances bancarios y de las declaraciones del coeficiente de caja, han sido ajustadas por las modificaciones de los coeficientes legales de caja.

Este ajuste, propuesto inicialmente por Brunner y Meltzer (1964), permite una descomposición más apropiada de las contribuciones de la base monetaria (o de los activos de caja) y del multiplicador al crecimiento de las disponibilidades líquidas. Con él, se logra que el primer componente —la base monetaria ajustada— recoja el conjunto de la actuación de la autoridad monetaria, que comprende también las modificaciones del coeficiente legal de caja. Y el segundo componente —el multiplicador de la base ajustada— pasa a reflejar básicamente el comportamiento del público y de las entidades bancarias, que la autoridad monetaria ha de predecir para controlar M_3 a través de la variable operativa correspondiente. De hecho, puede decirse que la variable operativa utilizada por el Banco de España para el control de M_3 es el activo de caja ajustado (o corregido) del sistema bancario[5], y que la variable alternativa a considerar es la base monetaria, asimismo, ajustada. El período considerado comprende de febrero 1974 a diciembre 1983 ($T = 119$).

Para la base monetaria, el modelo estimado fue del tipo «de las líneas aéreas», con un parámetro MA regular igual a cero[6]. Concretamente:

$$\nabla\nabla_{12} \log z_t = (1 - 0{,}635B^{12})a_t \qquad [9]$$

[5] Véase Sanz (1984).
[6] Véase Box-Jenkins (1970).

donde z_t es la base monetaria. La función de autocorrelación (FAC) de los residuos era la propia de ruido blanco y, por ejemplo, el estadístico Box-Ljung para las 24 primeras autocorrelaciones era $Q(24) = 15{,}05$.

Para la serie de reservas bancarias, el modelo finalmente estimado fue:

$$\nabla \log z_t = (1 - 0{,}194B - 0{,}168B^2)a_t + \sum_{i=1}^{12} \beta_i d_{it} \qquad [10]$$

donde los d_{it} $(i = 1, \ldots, 12)$ representan 12 variables artificiales estacionales. (La estacionalidad de la serie de reservas tiene, de todos modos, poca importancia).

Si σ_B representa la desviación típica residual de [9] multiplicada por 100, y σ_R la de [10], se obtuvo $\sigma_B = 0{,}809$ y $\sigma_R = 1{,}017$; como ya hemos visto, estas desviaciones típicas representan el error relativo porcentual con el que ambas series se predicen un período por delante. De la comparación de los dos valores se desprendería que la base monetaria implica un multiplicador más estable.

Sin embargo, utilizar el período completo resulta engañoso (el gráfico 5 presenta los residuos de [9] y [10] para todo el período). La primera mitad comprende unos

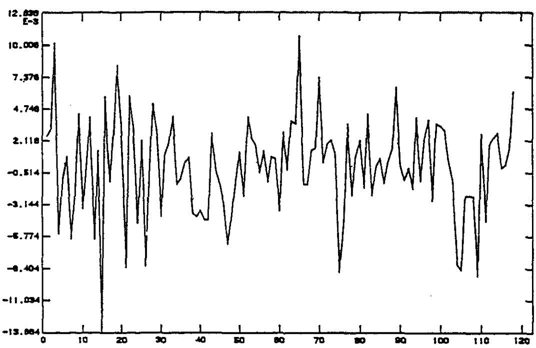

Gráfico 5a. Residuos de la Base Monetaria.

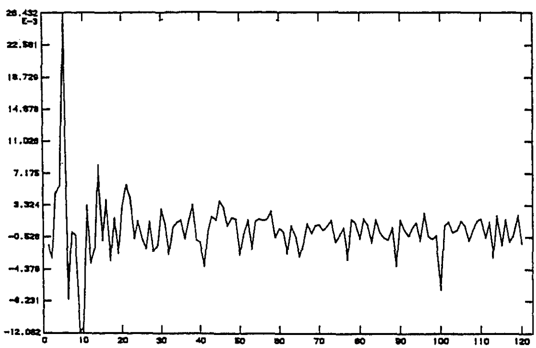

Gráfico 5b. Residuos de las Reservas Bancarias.

años de ajuste a la nueva política monetaria, y presenta características diferentes a la segunda mitad, cuya evolución es más estable, sobre todo en lo que concierne a la variable R (ver Bentolila, 1984). Una fecha adecuada para partir el período es septiembre 1978, cuando se unifican los coeficientes de los distintos tipos de entidades financieras (bancos comerciales, bancos industriales y cajas de ahorro). Reestimando los modelos para los dos subperíodos, y utilizando el subíndice 1 y 2 para designar a éstos se obtiene, para la desviación típica residual de la base monetaria, $\sigma_{B1} = 0{,}836$ y $\sigma_{B2} = 0{,}646$. Para las reservas bancarias resulta $\sigma_{R1} = 1{,}483$ y $\sigma_{R2} = 0{,}366$. La volatilidad del multiplicador de la base varía, pues, relativamente poco al pasar del subperíodo 1 al 2. Por el contrario, el multiplicador de las reservas pasa de una volatilidad grande en el primer subperíodo a una estabilidad considerable en el segundo. Comparando las medidas para el segundo subperíodo, parece que, una vez alcanzado un régimen de política monetaria estable, las reservas bancarias resultan preferibles.

Esta última conclusión se refuerza si se eliminan de las series, para el período completo, las observaciones atípicas. Identificando éstas sobre el componente irregular de cada serie, de acuerdo con el método de Burman (1980), el multiplicador de la base presenta tan solo dos valores atípicos y su modificación reduce el valor de σ_B a 0,726; disminución relativamente pequeña. En la serie del multiplicador de las reservas se detectan 7 valores atípicos, y su modificación reduce el valor de σ_B a 0,726; disminución relativamente pequeña. En la serie del año y medio del período completo. Se confirma, pues, que, tras unos primeros años de ajuste, m_B es más volátil que m_R.

Los resultados mencionados son relativamente insensibles a cambios en la especificación del modelo ARIMA, en la medida en la que los residuos obtenidos sigan presentando una FAC relativamente limpia. Así, por ejemplo, estimando modelos autorregresivos puros (con 13 valores desfasados), se obtenía $\sigma_{B2} = 0{,}683$ y $\sigma_{R2} = 0{,}383$, valores cercanos a los calculados anteriormente.

Parece, pues, claro que una vez se eliminan unos primeros años de adaptación al establecimiento de una política monetaria activa, la relación entre M_3 y las reservas es empíricamente más estable y predecible que la relación entre M_3 y la base.

5. Resumen

Interés por medir la volatilidad de una serie surge en importantes problemas macroeconómicos. En general, la volatilidad se asocia con la importancia relativa de movimientos no-sistemáticos dentro de la serie. Sin embargo, las medidas que se utilizan presentan problemas. En ocasiones, no tienen valores teóricos determinados y, en general, puesto que la estructura de las series varía de unas a otras, ninguna de las medidas propuestas elimina la parte sistemática de la serie (cualquiera que sea esta).

En este trabajo se argumenta que, puesto que la parte sistemática de una serie es la contenida en la función de predicción, volatilidad es, en definitiva, equivalente a impredecibilidad. Una medida adecuada, por tanto, de la volatilidad relativa de una serie se basará en los residuos obtenidos tras aplicar a la serie logarítmica un filtro que la transforme en ruido blanco. La desviación típica de las innovaciones de la serie logarítmica (multiplicada por 100) nos indica la volatilidad como porcentaje del nivel de la serie. Su cálculo, por medio de ARIMAS o autorregresivos largos, es muy sencillo.

El trabajo incluye, finalmente, una aplicación: se trata de comparar la volatilidad (o estabilidad) relativa del multiplicador de la base monetaria y del multiplicador de las reservas bancarias. Se ilustra primero como las técnicas de regresión simple no permiten, en general, medir la relación contemporánea entre dos series temporales (en nuestro caso, M_3 de un lado, y la base o las reservas de otro).

Por último, utilizando nuestra medida de volatilidad, se concluye que, una vez se eliminan unos primeros años de ajuste (tras el establecimiento de una política monetaria activa), la relación entre M_3 y las reservas es más estable que la que se da entre M_3 y la base.

Referencias

Attfield, C. L. F.; Demery, D., y Duck, N. W. (1981): «A Quarterly Model of Unanticipated Monetary Growth, Output and Price Level in the U.K.: 1963-78», *Journal of Monetary Economics*, 8, 3.

Bentolila, S. (1984): «La elección del instrumento óptimo de control monetario en el caso español», Tesina de licenciatura, Departamento de Teoría Económica, Universidad Autónoma de Madrid, junio.

Bergstrand, J. H. (1985): «Is Exchange Rate Volatility Excessive?», *New England Economic Review*, sept.-oct.

Berson, D. W. (1983): «Money Growth Volatility, Uncertainty, and High Interest Rates», *Economic Review*, 23-38, nov.

Blejer, M. I. (1979): «The demand for money and the variability of the rate of inflation: Some empirical results», *International Economic Review*, 545-549, junio.

Box, G. E. P., y Jenkins, G. M. (1970): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco, Holden-Day.

Brunner, K., y Meltzer, H. (1964): «Some Further Investigations of Demand and Supply Functions for Money», *The Journal of Finance*, 19.

Bruni, F. (1984): «Interest and Exchange Rate Volatility: Implications for Bank Management», *Giornali degli Economisti*, 431-458, abril.

Burman, J. P. (1980): «Seasonal Adjustment by Signal Extraction», *Journal of The Royal Statistical Society*, A, 143, 321-337.

Carlozzi, N. (1983): «Exchange Rate Volatility: Is Intervention the Answer?», *Business Review*, nov.-dic.

Dolado, J. J. (1984): «Expectativas racionales y neutralidad monetaria: Alguna evidencia en el caso de España», *Revista Española de Economía*, 2.ª época, 1, 1.

Friedman, M. (1975): «Targets, Instruments and Indicators of Monetary Policy», *Journal of Monetary Economics*, vol. 1.

Hakkio, C. S. (1984): «Exchange Rate Volatility and Federal Reserve Policy», *Economic Review*, 18-31, julio-agosto.

Khan, A. H. (1982): «The Demand for Money and the Variability of the Rate of Inflation», *Economic Letters*, 10, 257-261.

Poveda, V., y Sanz, R. (1978): «Análisis de Regresión: Algunas consideraciones útiles», *Investigaciones Económicas*, 7, 103-128.

Rojo, A., y Pérez, J. (1977): *La política Monetaria en España: Objetivos e Instrumentos*, Banco de España, Estudios Económicos, núm. 10.
Sanz, B. (1984): *La serie de Activos de Caja corregidos 1973-1983*, Servicio de Estudios del Banco de España, Documento Interno.
Segura, F. (1979): *La Nueva Política Monetaria Española. Un Análisis Crítico*, Barcelona, Editorial Moneda y Crédito.
Yeager, L. B. (1976): *International Monetary Relations: Theory, History, and Policy*, 2.ª ed., Harper and Row, N. Y.

Abstract

The paper applies time series analysis to the problem of measuring volatility in economic variables. We argue that the effect of volatility is more related to uncertainty than to the size of the fluctuations per se. Therefore, the proposed measure (very easy to compute) is closely associated to the concept of forecastability.

The discussion is illustrated with an example concerning monetary control, and it is seen how the relationship between M_3 and reserves has been more stable and predictable than that between M_3 and the monetary base.

Recepción del original, febrero de 1985.
Versión final, junio de 1985.