

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

**Agustín Maravall
y
Samuel Bentolila (*)**

(*) Economista del Servicio de Estudios del Banco de España y estudiante graduado del MIT, respectivamente. Los autores quieren expresar su agradecimiento a J. Dolado, B. Sanz y J. Pérez.

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-505-0988-2

Depósito legal: M. 2272 - 1985

Talleres Gráficos del Banco de España

1. INTRODUCCION.-

El trabajo consiste en una aplicación sencilla del análisis de series temporales al problema de medir la volatilidad de variables. El problema surgió en el siguiente contexto: Para construir, un índice de valor unitario, uno de los criterios que se sugieren cara a la selección del grupo de bienes que componen una posición es el de la "estabilidad" del valor unitario mensual. (Así, valores unitarios más volátiles reflejarían cambios en la composición de los bienes que forman la posición). Interesaba, pues, medir de algún modo la volatilidad relativa de series temporales.

El problema de medir la volatilidad de series se plantea también en otras áreas. Por mencionar alguna:

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 la desviación típica de las tasas de cambio, etc. En el segundo caso, se

suelen utilizar series de medias móviles cortas (3 o 4 términos) de diferencias o tasas de cambio^(*).

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"^(**).

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. El cómputo se ilustra con un ejemplo relacionado con la elección de instrumentos en el control monetario.

(*) Ver, por ejemplo, Bruni (1984), Hakkio (1984), Dolado (1984), Berson (1983), Bergstrand (1983), Kahn (1982), Attfield et al. (1981), Blejer (1979).

(**) Yeager (1976).

2.- LIMITACIONES DEL COEFICIENTE DE VARIACION 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.

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).

Las figuras 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 impredecible. 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,

Figura 1

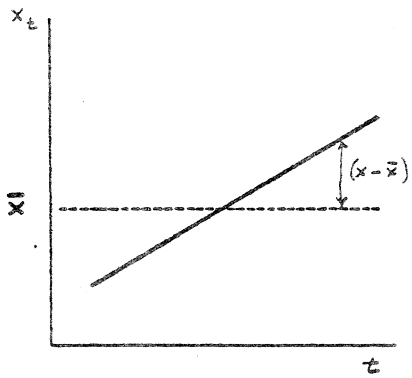


Figura 2

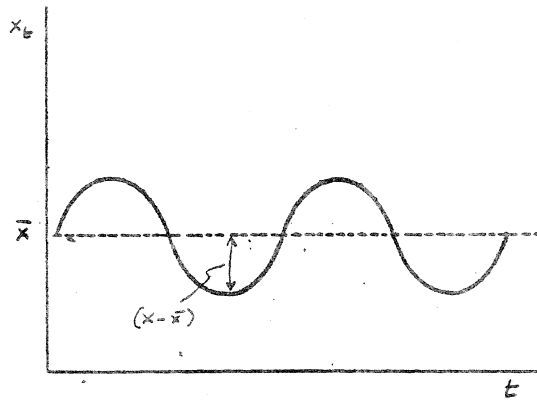
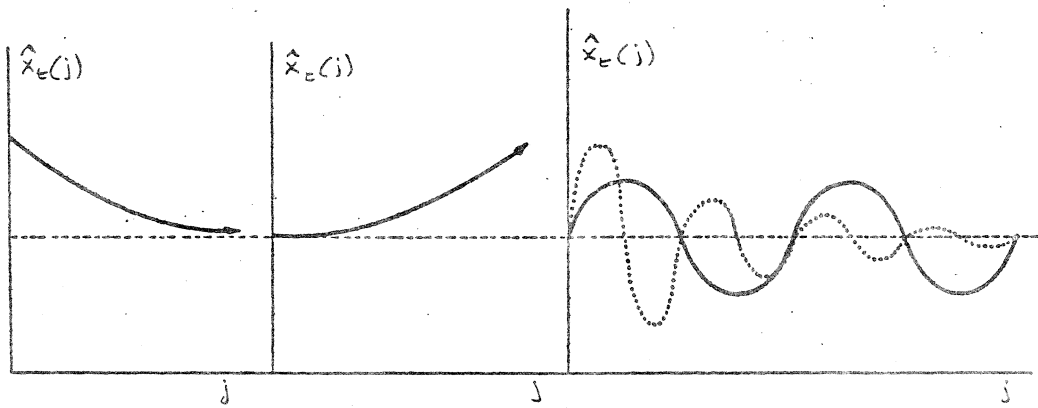


Figura 3

Funciones de Predicción



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:

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \dots + \phi_p x_{t-p} + a_t \quad (1.1)$$

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:

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

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

$$X_t = \{x_{t'}, | t' \leq t\} \quad .$$

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

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

Escribiendo (1.1) para x_{t+j} y tomando la esperanza condicional en t , resulta:

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

o, en forma abreviada,

$$\phi_p(B) \hat{x}_t(j) = 0 \quad . \quad (1.2)$$

donde el operador B actúa sobre j. Es decir, la función de predicción $\hat{x}_t(j)$ es la solución de una ecuación en diferencias finitas, que corresponde al polinomio autorregresivo de (1.1). Como es sabido, la solución de (1.2) 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 (1.2) 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 la figura 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:

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

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

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

y tiene, por tanto, como raíces r_1^{-1} , r_2^{-1} , 1 y las 4 raíces del círculo unitario, tal como se representan en la Figura 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:

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

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, como 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:

$$x_{t+1} = \phi_1 x_t + \dots + \phi_p x_{t-p+1} + a_{t+1} \quad .$$

es inmediato que:

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

con lo cual el error de predicción viene dado por:

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

es decir por los residuos del proceso autorregresivo. Por lo 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:

componente impredecible

nivel de la serie

Esto se consigue fácilmente operando con los logaritmos de la serie^(*): Si a_t es el error de predicción de la serie

(*) Ver Poveda-Sanz (1978)

x_t , el error de predicción de la serie $\log x_t$ es aproximadamente igual al cociente $\frac{a_t}{x_t}$.

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:

$$\log \hat{x}_t = \log x_t + \log \left(1 - \frac{a_t}{x_t} \right) . \quad (1.3)$$

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

$$\log \left(1 - \frac{a_t}{x_t} \right) \doteq - \frac{a_t}{x_t} . \quad (1.4)$$

Sustituyendo (1.4) en (1.3):

$$\log x_t - \log \hat{x}_t \doteq \frac{a_t}{x_t} . \quad (1.5)$$

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 (1.4), que será tanto más adecuada cuanto menor sea el valor de $\left| \frac{a_t}{x_t} \right|$. Puesto que:

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

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% sobre el nivel de la serie (valor considerablemente elevado para la gran mayoría de las series económicas), la aproximación será del orden de .005, valor suficientemente pequeño. La segunda aproximación es suponer:

$$\widehat{z}_t = (\widehat{\log x_t}) = \log \widehat{x}_t \quad (1.6)$$

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:

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

de modo que (1.6) 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 tipo de cambio^(*).

(*) Ver, por ejemplo, Bruni (1984). De todos modos, el supuesto de que los mercados de tipo de cambio son eficientes es cuestionable (ver Carozzi, 1983).

UNA APLICACION

Base Monetaria versus Reservas Bancarias

A partir del año 1974 se pone en marcha por primera vez en España una política monetaria activa. De acuerdo con un esquema bietápico (ver, 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 M3 (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 apareció un estudio de Segura (1979) en el que se puso 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:

$$M_3 = .011 + .274 B \quad (R^2 = .653)$$

$$M_3 = .013 + .140 R \quad (R^2 = .172)$$

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 (ver 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 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:

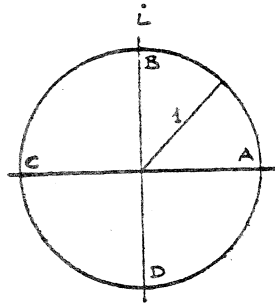
$$m_B = M_3/B \quad ; \quad m_R = M_3/R \quad (2.1)$$

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_o y r_e sus respectivos coeficientes. Tendremos que:

$$\begin{aligned} M &= E + D \\ B &= E + R \\ R &= RO + RE = (r_o + r_e)D \\ E &= e D \end{aligned} \quad (2.2)$$

Figura 4

Raices del Círculo Unitario



Cuadro 1

Autocorrelaciones Estacionales
(Residuos MCO)

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

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 (2.1) y (2.2) implican:

$$m_B = \frac{1+e}{e+r_o+r_e}$$

$$m_R = \frac{1+e}{r_o+r_e}$$

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 cual 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 equivocariamos) 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.

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 del 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^(*), y que la variable alternativa a

(*) Ver Sanz (1984)

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 fué del tipo "de las líneas aéreas", con un parámetro MA regular igual a cero^(*). Concretamente,

$$\nabla \nabla_{12} \log z_t = (1 - .635 B^{12}) a_t \quad , \quad (2.3)$$

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 fué:

$$\nabla \log z_t = (1 - .194B - .168B^2) a_t + \sum_{i=1}^{12} \beta_i d_{it} \quad , \quad (2.4)$$

donde los d_{it} ($i=1, \dots, 12$) 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 (2.3) multiplicada por 100, y σ_R la de (2.4), se obtuvo $\sigma_B = .809$ 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.

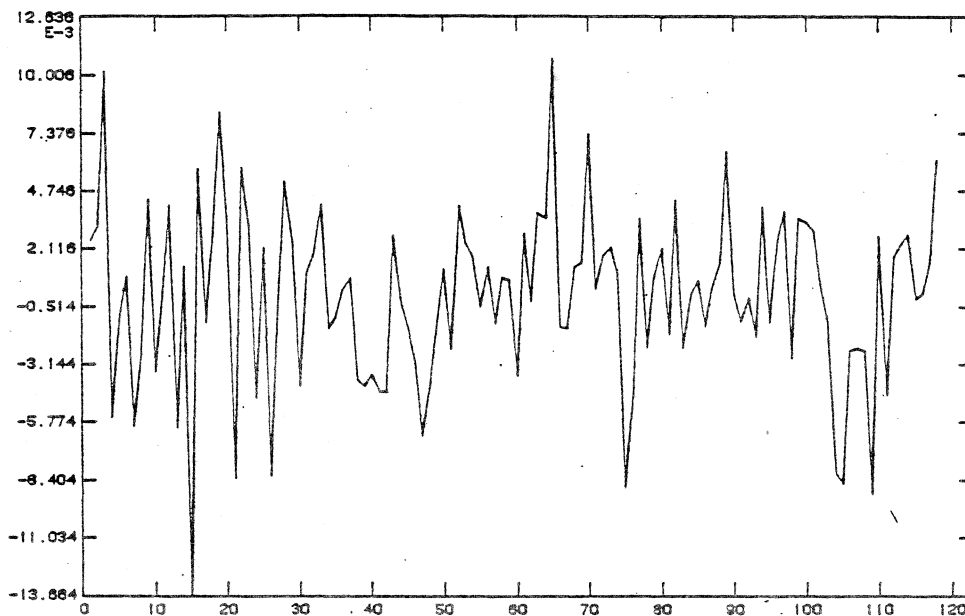
(*) Ver Box-Jenkins (1970).

Sin embargo, utilizar el período completo resulta engañoso (la figura 5 presenta los residuos de (2.3) y (2.4) para todo el período). La primera mitad comprende unos 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, $\sigma_{B1}=.836$ y $\sigma_{B2}=.646$. Para las reservas bancarias resulta $\sigma_{R1}=1.483$ y $\sigma_{R2}=.366$. 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.

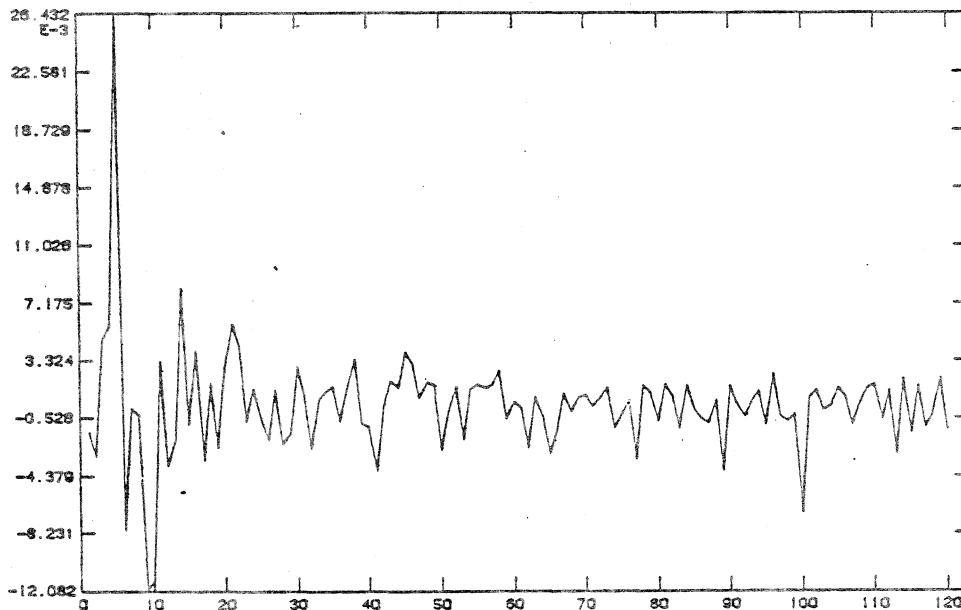
Esta última conclusión se refuerza si se eliminan de las series, para el período completo, las observaciones atípicas. Identificando éstas sobre el componente irregular de cada serie, de acuerdo con el método de Burman (1980), el multiplicador de la base presenta tan solo 2 valores atípicos y su modificación reduce el valor de σ_B a .726; disminución relativamente pequeña. En la serie del multiplicador de las reservas se detectan 7 valores atípicos, y su modificación reduce σ_R a .584. Seis de las siete observaciones atípicas se producen en el primer año y medio del período

Figura 5

Residuos de la Base Monetaria



Residuos de las Reservas Bancarias



completo. Se confirma, pues, que, tras un primer periodo 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 $\sigma_{B2}=.683$ y $\sigma_{R2}=.383$, 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 M3 y las reservas es empíricamente más estable y predecible que la relación entre M3 y la base.



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, M3 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 M3 y las reservas es más estable que la que se da entre M3 y la base.

REFERENCIAS

- ATTFIELD, C.L.F., DEMERY, D. y N.W. DUCK (1981); "A Quaterly 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 Optimo de Control Monetario en el Caso Español", Tesina de Licenciatura, Departamento de Teoría Económica, Universidad Autónoma de Madrid, Junio 1984.
- BERGSTRAND, J. H. (1983), "Is Exchange Rate Volatility Excessive?", New England Economic Review, Sept./Oct. 83.
- BERSON, D.W. (1983), "Money Growth Volatility, Uncertainty, and High Interest Rates", Economic Review, Nov. 83, 23-38.
- BLEJER, M.I. (1979), "The demand for money and the variability of the rate of inflation: Some empirical results", International Economic Review, June, 545-549.
- BOX, G.E.P. y G.M. JENKINS (1970); Time Series Analysis: Forecasting and Control, San Francisco, Holden-Day.
- BRUNNER, K. y H. MELTZER (1964); "Some Further Investigations of Demand and Supply Functions for Money", The Journal of Finance, nº 19.
- BRUNI, F. (1984), "Interest and Exchange Rate Volatility: Implications for Bank Management", Giornali degli Economisti, Abril 84, 431-458.
- 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./Dec. 83.

- DOLADO, J.J. (1984), "Expectativas Racionales y Neutralidad Monetaria: Alguna Evidencia en el caso de España", Revista Española de Economía, 2^a Epoca, 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, July-Aug. 84, 18-31.
- KHAN, A.H. (1982), "The Demand for Money and the Variability of the Rate of Inflation", Economic Letters 10, 257-261.
- POVEDA, V. y R. Sanz (1978), "Análisis de Regresión: Algunas Consideraciones Utiles", Documento de Trabajo 7801, Banco de España, Madrid.
- ROJO, A. y J. PEREZ (1977), La Política Monetaria en España: Objetivos e Instrumentos, Banco de España, Estudios Económicos, nº 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, 2nd Ed., NY: Harper and Row, 1976.

DOCUMENTOS DE TRABAJO:

- 7801 **Vicente Poveda y Ricardo Sanz:** Análisis de regresión: algunas consideraciones útiles para el trabajo empírico (*).
- 7802 **Julio Rodríguez López:** El PIB trimestral de España, 1958-1975. Avance de cifras y comentarios (*). (Publicadas nuevas versiones en Documentos de Trabajo núms. 8211 y 8301).
- 7803 **Antoni Espasa:** El paro registrado no agrícola 1964-1976: un ejercicio de análisis estadístico univariante de series económicas (*). (Publicado en Estudios Económicos n.º 15).
- 7804 **Pedro Martínez Méndez y Raimundo Poveda Anadón:** Propuestas para una reforma del sistema financiero.
- 7805 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (*). Reeditado con el número 8001.
- 7806 **Ricardo Sanz:** Modelización del índice de producción industrial y su relación con el consumo de energía eléctrica.
- 7807 **Luis Angel Rojo y Gonzalo Gil:** España y la CEE. Aspectos monetarios y financieros (*).
- 7901 **Antoni Espasa:** Modelos ARIMA univariantes, con análisis de intervención para las series de agregados monetarios (saldos medios mensuales) M_3 y M_2 .
- 7902 **Ricardo Sanz:** Comportamiento del público ante el efectivo (*).
- 7903 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen I: Crítica de la fuente.
- 7904 **Nicolás Sánchez-Albornoz:** Los precios del vino en España, 1861-1890. Volumen II: Series provinciales.
- 7905 **Antoni Espasa:** Un modelo diario para la serie de depósitos en la Banca: primeros resultados y estimación de los efectos de las huelgas de febrero de 1979.
- 7906 **Agustín Maravall:** Sobre la identificación de series temporales multivariantes.
- 7907 **Pedro Martínez Méndez:** Los tipos de interés del Mercado Interbancario.
- 7908 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Board of Governors of the Federal Reserve System-Regulations AA-D-K-L-N-O-Q (*).
- 7909 **Agustín Maravall:** Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy.
- 8001 **Gonzalo Gil:** Política monetaria y sistema financiero. Respuestas al cuestionario de la CEE sobre el sistema financiero español (*).
- 8002 **Traducción de E. Giménez-Arnau:** Empresas propietarias del Banco. Bank Holding Company Act-Regulation «Y» (*).
- 8003 **David A. Pierce, Darrel W. Parke, and William P. Cleveland, Federal Reserve Board and Agustín Maravall, Bank of Spain:** Uncertainty in the monetary aggregates: Sources, measurement and policy effects.
- 8004 **Gonzalo Gil:** Sistema financiero español (*). (Publicada una versión actualizada en Estudios Económicos n.º 29).
- 8005 **Pedro Martínez Méndez:** Monetary control by control of the monetary base: The Spanish experience (la versión al español se ha publicado como Estudio Económico n.º 20).
- 8101 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** Errors in preliminary money stock data and monetary aggregate targeting.
- 8102 **Antoni Espasa:** La estimación de los componentes tendencial y cíclico de los indicadores económicos.
- 8103 **Agustín Maravall:** Factores estacionales de los componentes de M_3 . Proyecciones para 1981 y revisiones, 1977-1980.
- 8104 **Servicio de Estudios:** Normas relativas a las operaciones bancarias internacionales en España.
- 8105 **Antoni Espasa:** Comentarios a la modelización univariante de un conjunto de series de la economía española.
- 8201 **Antoni Espasa:** El comportamiento de series económicas: Movimientos atípicos y relaciones a corto y largo plazo.
- 8202 **Pedro Martínez Méndez e Ignacio Garrido:** Rendimientos y costes financieros en el Mercado Bursátil de Letras.

- 8203 **José Manuel Olarra y Pedro Martínez Méndez:** La Deuda Pública y la Ley General Presupuestaria.
- 8204 **Agustín Maravall:** On the political economy of seasonal adjustment and the use of univariate time-series methods.
- 8205 **Agustín Maravall:** An application of nonlinear time series forecasting.
- 8206 **Ricardo Sanz:** Evaluación del impacto inflacionista de las alzas salariales sobre la economía española en base a las tablas input-output.
- 8207 **Ricardo Sanz y Julio Segura:** Requerimientos energéticos y efectos del alza del precio del petróleo en la economía española.
- 8208 **Ricardo Sanz:** Elasticidades de los precios españoles ante alzas de diferentes inputs.
- 8209 **Juan José Dolado:** Equivalencia de los tests del multiplicador de Lagrange y F de exclusión de parámetros en el caso de contrastación de perturbaciones heterocedásticas.
- 8210 **Ricardo Sanz:** Desagregación temporal de series económicas (*).
- 8211 **Julio Rodríguez y Ricardo Sanz:** Trimestralización del producto interior bruto por ramas de actividad. (Véase Documento de Trabajo n.º 8301).
- 8212 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de valores: Administraciones Públicas. Series históricas (1962-1981).
- 8213 **Antoni Espasa:** Una estimación de los cambios en la tendencia del PIB no agrícola, 1964-1981.
- 8214 **Antoni Espasa:** Problemas y enfoques en la predicción de los tipos de interés.
- 8215 **Juan José Dolado:** Modelización de la demanda de efectivo en España (1967-1980).
- 8216 **Juan José Dolado:** Contrastación de hipótesis no anidadas en el caso de la demanda de dinero en España.
- 8301 **Ricardo Sanz:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad series revisadas
- 8302 **Cuestionario OCDE. Servicio de Estudios. Estadística.** Cuadro de flujos financieros de la economía española (1971-1981) (*).
- 8303 **José María Bonilla Herrera y Juan José Camio de Allo:** El comercio mundial y el comercio exterior de España en el período 1970-1981: Algunos rasgos básicos.
- 8304 **Eloisa Ortega:** Índice de precios al consumo e índice de precios percibidos.
- 8305 **Servicio de Estudios. Estadística:** Mercado de Valores: Instituciones financieras. Renta fija. Series históricas (1962-1982).
- 8306 **Antoni Espasa:** Deterministic and stochastic seasonality: an univariate study of the Spanish Industrial Production Index.
- 8307 **Agustín Maravall:** Identificación de modelos dinámicos con errores en las variables.
- 8308 **Agustín Maravall, Bank of Spain and David A. Pierce, Federal Reserve Board:** The transmission of data noise into policy noise in monetary control.
- 8309 **Agustín Maravall:** Depresión, euforia y el tratamiento de series maniaco-depresivas: el caso de las exportaciones españolas.
- 8310 **Antoni Espasa:** An econometric study of a monthly indicator of economic activity.
- 8311 **Juan José Dolado:** Neutralidad monetaria y expectativas racionales: Alguna evidencia en el caso de España.
- 8312 **Ricardo Sanz:** Análisis cíclicos. Aplicación al ciclo industrial español.
- 8313 **Ricardo Sanz:** Temporal disaggregation methods of economic time series.
- 8314 **Ramón Galián Jiménez:** La función de autocorrelación extendida: Su utilización en la construcción de modelos para series temporales económicas.
- 8401 **Antoni Espasa y María Luisa Rojo:** La descomposición del indicador mensual de cartera de pedidos en función de sus variantes explicativas.
- 8402 **Antoni Espasa:** A quantitative study of the rate of change in Spanish employment.
- 8403 **Servicio de Producción y Demanda Interna:** Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1975-1982.
- 8404 **Agustín Maravall:** Notas sobre la extracción de una señal en un modelo ARIMA.
- 8405 **Agustín Maravall:** Análisis de las series de comercio exterior –I–.
- 8406 **Ignacio Mauleón:** Aproximaciones a la distribución finita de criterios Ji-cuadrado: una nota introductoria.
- 8407 **Agustín Maravall:** Model-based treatment of a manic-depressive series.
- 8408 **Agustín Maravall:** On issues involved with the seasonal adjustment of time series.

- 8409 **Agustín Maravall**: Análisis de las series de comercio exterior –II–.
- 8410 **Antoni Espasa**: El ajuste estacional en series económicas.
- 8411 **Javier Ariztegui y José Pérez**: Recent developments in the implementation of monetary policy.
- 8412 **Salvador García-Atance**: La política monetaria en Inglaterra en la última década.
- 8413 **Ignacio Mauleón**: Consideraciones sobre la determinación simultánea de precios y salarios.
- 8414 **María Teresa Sastre y Antoni Espasa**: Interpolación y predicción en series económicas con anomalías y cambios estructurales: los depósitos en las cooperativas de crédito.
- 8415 **Antoni Espasa**: The estimation of trends with breaking points in their rate of growth: the case of the Spanish GDP.
- 8416 **Antoni Espasa, Ascensión Molina y Eloísa Ortega**: Forecasting the rate of inflation by means of the consumer price index.
- 8417 **Agustín Maravall**: An application of model-based signal extraction.
- 8418 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account in the presence of classical unemployment.
- 8419 **John T. Cuddington y José M. Viñals**: Budget deficits and the current account: An inter-temporal disequilibrium approach.
- 8420 **Ignacio Mauleón y José Pérez**: Interest rates determinants and consequences for macro-economic performance in Spain.
- 8421 **Agustín Maravall**: A note on revisions in arima-based signal extraction.
- 8422 **Ignacio Mauleón**: Factores de corrección para contrastes en modelos dinámicos.
- 8423 **Agustín Maravall y Samuel Bentolila**: Una medida de volatilidad en series temporales con una aplicación al control monetario en España.

* *Las publicaciones señaladas con un asterisco se encuentran agotadas.*

Información: Banco de España, Servicio de Publicaciones. Alcalá, 50. 28014 Madrid.

