

Quaderni di economia e banca

N. 9/1989 in supplemento annuale al n. 3/1989 della
Rivista quadrimestrale della Banca di Trento e Bolzano
«Economia e banca»

Comitato scientifico

VINCENZO ALLEGRI
NINO ANDREATTA
SERGIO BORTOLANI

CLAUDIO DEMATTÈ
CASSIO MORSELLI

PAOLO SAVONA
CARLO SECCHI
DARIO VETTORAZZI

★

Direttore responsabile

SERGIO COSTA

Commento

Domenico Sartore (*)

L'articolo presenta un'analisi statistica molto dettagliata ed interessante delle serie dei tassi di cambio e di interesse sia nominali che reali. La descrizione delle caratteristiche statistiche delle serie è condotta secondo i risultati più recenti ottenuti nella letteratura statistica ed econometrica in modo sostanzialmente appropriato.

L'obiettivo principale del lavoro di Avesani e Gallo è quello di studiare la volatilità presente nelle serie menzionate e gli effetti prodotti su di essa dalla creazione dello Sme (Sistema monetario europeo). Nell'indagine tuttavia le caratteristiche statistiche delle serie sono studiate più in generale sotto diversi aspetti quali la stazionarietà in media delle serie in termini di livello, la stazionarietà in media e varianza delle differenze logaritmiche delle serie ed alcune proprietà delle eventuali distribuzioni di probabilità che possono caratterizzarle.

Distribuzioni di probabilità, autocorrelazione ed eteroschedasticità

Uno degli aspetti più rilevanti dell'analisi riguarda proprio quest'ultimo aspetto. Gli Autori si pongono giustamente il problema se le differenze logaritmiche delle serie siano caratterizzate da eteroschedasticità e autocorrelazione così da escludere la possibilità che i dati siano interpretabili come determinazioni di sequenze di varia-

(*) Università Ca' Foscari.

bili casuali identicamente ed indipendentemente distribuite (v.c. i.i.d.). Le conclusioni sono incerte o favorevoli all'esclusione di autocorrelazione, mentre sono generalmente favorevoli alla presenza di eteroschedasticità.

Alcune considerazioni importanti sono suggerite dall'uso di *test* per la verifica di queste ipotesi e dai risultati ottenuti.

1. La prima può essere riferita alla *sequenzialità della procedura di verifica* e alla conseguente robustezza dei *test* per la verifica di una specifica ipotesi. Ovviamente la procedura ideale dovrebbe prevedere un *test* di decisione multipla che tenga conto della particolare sequenza assunta dalle ipotesi sottoposte a verifica. Nel contempo è importante determinare quelle statistiche che si rivelano robuste rispetto all'ordinamento nella sequenza delle ipotesi. Nella pratica statistica, dovendo far riferimento alle statistiche suggerite dalla letteratura per la verifica *non sequenziale* e per *singole ipotesi* è importante affidarsi ad un ordinamento nella verifica che parta dal *test* riconosciuto più robusto rispetto alla verità o falsità di ipotesi che saranno verificate solo con un *test* successivo.

Opportunamente gli Autori fanno precedere la verifica dell'ipotesi di assenza di autocorrelazione rispetto a quella di eteroschedasticità, data la riconosciuta robustezza dei *test* sulla prima ipotesi, in presenza di eteroschedasticità, rispetto ai *test* sulla seconda ipotesi in presenza di autocorrelazione. Meno convincente sembra l'utilizzo della statistica di Box-Pierce aggiustata per l'eteroschedasticità secondo la proposta di Diebold (1986). Nulla infatti viene detto sul comportamento del *test* in assenza di eteroschedasticità ed in presenza di autocorrelazione. La lettura della forma funzionale del *test* aggiustato induce forti perplessità sulla sua possibile distorsione verso l'accettazione dell'ipotesi di assenza di autocorrelazione anche quando è falsa.

2. La seconda considerazione riguarda la presenza di rilevante *eccesso di curtosi* nelle serie studiate. Gli Autori accennano a due possibilità interpretative, entrambe compatibili con tale eccesso: la prima riguarda la possibilità che le osservazioni campionarie provengano in modo indipendente da una distribuzione paretiana stabile nel tempo; la seconda, che le osservazioni provengano da una famiglia di distribuzioni i cui momenti (almeno il primo ed il secondo) siano variabili nel tempo. I risultati ottenuti dai *test* per l'indipendenza e

identica distribuzione non sono univoci per tutti i paesi considerati. Quanto ciò sia dovuto all'asintoticità del *test chi quadrato* utilizzato o alla perdita di informazioni che si ha inevitabilmente nel raggruppare le osservazioni in classi, mentre le distribuzioni che generano tali osservazioni potrebbero essere di tipo continuo, non è facile stabilirlo. Tuttavia, sulla base dei risultati dell'articolo e per le considerazioni appena fatte, risulterebbe accettabile mantenere aperte entrambe le possibilità interpretative, mentre gli Autori propendono decisamente per la seconda.

Anche il primo filone di ricerca può rivelarsi interessante. Non è necessario limitarsi solo alla distribuzione paretiana, ma estendere possibilmente l'analisi anche a tutti quei processi risultanti dall'applicazione di filtri lineari a sequenze i.i.d. di v.c. le cui distribuzioni possiedono un comportamento nelle code simile alla distribuzione paretiana. Tali processi sono meglio noti come *processi lineari con varianza infinita* (Brockwell e Davis, 1987) e sono sempre più utilizzati per costruire modelli sulle serie economiche tipiche dei mercati finanziari.

Una seconda classe di modelli che possono essere utilmente applicati sono costituiti dai cosiddetti *modelli di soglia* sia di tipo lineare che non lineare in cui il comportamento oscillatorio della serie non è necessariamente sinusoidale ed il cambiamento nel suo profilo può suggerire una rappresentazione attraverso una transizione dinamica tra stati diversi del processo. Ad esempio, è possibile ipotizzare una struttura con due stati in cui il processo cambia regime e la volatilità dipende dal cambiamento di stato, dal tempo di permanenza nello stato stesso (effetti di stato stabile o instabile), dal passaggio dei valori della serie sopra o sotto determinati livelli di soglia (Poli, 1987).

3. La terza considerazione riguarda l'*uso delle rappresentazioni grafiche delle medie e varianze ricorsive*. Queste rappresentazioni grafiche vanno considerate con estrema cautela. Non è condivisibile l'affermazione fatta dagli Autori secondo cui «*recursive statistics give an idea of the contribution of each observation to the final value of the statistics*». Infatti nell'ipotesi di sequenze di v.c. i.i.d. o di validità della proprietà di ergodicità dei processi stocastici sottostanti le serie, ogni osservazione fornisce lo stesso ammontare di informazione per la statistica di riferimento (media campionaria, varianza campionaria).

Questo risultato è teoricamente evidente utilizzando la *funzione di informazione di Fisher* associata alla particolare statistica di riferimento. Nell'ipotesi contraria, di sequenze di v.c. non i.i.d. o di processi non ergodici, non ha significato parlare di *final value* della statistica.

4. Infine un'ulteriore riflessione merita *l'analisi del comportamento della volatilità*, qualora si accetti l'ipotesi di osservazioni originate da una famiglia di distribuzioni i cui momenti primo e secondo sono variabili nel tempo. È evidente come interessi soprattutto determinare un modello di comportamento della varianza nel tempo. Al di là dell'interrogativo posto dagli Autori se la volatilità sia mutata strutturalmente prima o dopo l'attuazione dello Sme, sembra ancora più importante specificare un suo modello di comportamento nel tempo.

Per alcune monete sembra infatti che lo smorzamento della varianza non obbedisca semplicemente ad un cambiamento di regime, ma segua un *trend decrescente* che parte dal 1973 fino al 1988. Interessante potrebbe essere analizzare se il deprezzamento comporti per le monete un aumento oppure una diminuzione della volatilità. O viceversa, se l'andamento della volatilità ne influenzi il livello. Gli Autori sembrano escludere questa seconda possibilità laddove affermano: *The practical implication of Arch is that, even though the evolution of percentage changes in exchange rates can not be forecasted, the evolution of their error variances can be under control*. L'affermazione è appropriata se l'eteroschedasticità viene specificata con un semplice modello Arch (Engle, 1982). La letteratura econometrica suggerisce però la possibilità di specificare modelli di tipo Arch-M, in cui il valor medio dipende dalla varianza (Engle, Lilien e Robins, 1987). Ad esempio, una specificazione molto semplice del modello potrebbe essere:

$$X_t = \beta + \delta h_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t / \text{passato} \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = \gamma + \alpha \sum_{i=1}^p \omega_i \varepsilon_{t-i}^2$$

ed i parametri incogniti $(\alpha, \beta, \gamma, \delta)$ sono stimati massimizzando numericamente la funzione di verosomiglianza.

Verifica delle ipotesi di radici unitarie

Si può concordare con l'affermazione fatta dagli Autori secondo cui i *test* sulle radici unitarie permettono di decidere se sostituire le serie X_t con le serie differenziate ΔX_t nella specificazione dei modelli.

Tuttavia è necessario fare attenzione nel legare questa verifica direttamente all'ipotesi di *stazionarietà debole* delle serie.

Ad esempio, se si vuole verificare:

$$H_0: X_t = X_{t-1} + \varepsilon_t$$

c/

$$H_1: X_t = pX_{t-1} + \varepsilon_t$$

oppure, equivalentemente:

c/

$$H_1: \Delta X_t = \delta X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \delta = (p - 1),$$

in questo caso l'accettazione dell'ipotesi equivalente $H_0: p = 1$ oppure $H_0: \delta = 0$ comporta l'accettazione del modello $\Delta X_t = \varepsilon_t$ e quindi dell'ipotesi di stazionarietà debole.

Qualora, invece, le ipotesi alternative siano:

$$H_2: \Delta X_t = \delta X_{t-1} + \alpha + \varepsilon_t$$

$$H_3: \Delta X_t = \delta X_{t-1} + \alpha + \beta t + \varepsilon_t$$

allora verificare $\delta = 0$ in H_2 o H_3 non conduce all'accettazione del modello specificato sotto H_0 , ma ai modelli con intercetta o intercetta e *trend* inclusi e quindi ΔX_t non può essere interpretato come un processo debolmente stazionario. Queste considerazioni sono tenute presenti dagli Autori nell'applicazione del *test* «F» di Hasza-Fuller, ma non nell'applicazione del *test* «t» modificato di Dickey-Fuller. In quest'ultimo caso non si procede infatti verificando simultaneamente l'ipotesi $\delta = 0$ con le ipotesi $\alpha = 0$ e $\beta = 0$.

Erratic managed but ...still an econometric analysis

Le conclusioni che si possono trarre dalla lettura dell'articolo non sono univoche; ciò è dovuto essenzialmente al fatto che l'analisi condotta da Avesani e Gallo è di natura preliminare. L'uso di *test* parametrici e non-parametrici (tra questi perché gli Autori non utilizzano gli autocorrelogrammi?) se forniscono alcune indicazioni di comportamento dei processi stocastici sottostanti le serie, tuttavia non forniscono una sintesi informativa come la specificazione di modelli econometrici strutturali che interpretino le osservazioni. Nell'articolo queste specificazioni non sono date e probabilmente erano al di fuori degli scopi dell'analisi, manca però qualsiasi specificazione di modelli statistici delle serie storiche ed almeno questo aspetto dovrebbe essere recuperato nel completamento della ricerca. In conclusione si può affermare, parafrasando il titolo dell'articolo, che esso sembra *well managed but... not yet an econometric analysis*.

BIBLIOGRAFIA

- P. J. BROCKWELL e R. A. DAVIS (1987), *Time Series: Theory and Methods*, Springer Verlag, New York.
- F. X. DIEBOLD (1986), *Testing for serial Correlation in the presence of Arch*, (mimeo).
- R. F. ENGLE (1982), *Autoregressive Conditional Heteroschedasticity with estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, *Econometrica*, vol. 50, n. 4, pagg. 987-1007.
- R. F. ENGLE, D. L. LILIEN e P. R. RUSSEL (1987), *Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The Arch-M Model*, *Econometrica*, vol. 55, n. 2, pagg. 391-407.
- I. POLI (1987), *Sojourn Times in a Class of Non-Linear Time Series*, *Statistica*, n. 4, pagg. 515-524.