

L'IMPATTO DI “NEWS” SUL VALORE DELLE AZIONI

Elena Corallo

Introduzione

La trasformazione in SPA degli istituti di diritto pubblico e delle casse di risparmio ha reso possibile l'apertura della proprietà bancaria all'azionariato diffuso. Oggi il valore dell'istituto bancario presente sul mercato viene determinato sul mercato stesso attraverso lo scambio (acquisto e vendita) di pacchetti azionari. Il valore di questo istituto creditizio è determinato dal prezzo delle azioni la cui volatilità può dipendere dalle news che si diffondono sul mercato; queste possono infatti influenzare in modo significativo il prezzo delle azioni stesse.

Scopo di questa analisi è quello di verificare se e fino a quale eventuale livello il valore di mercato di un istituto di credito risponde a due tipi di informazione. Il primo tipo riguarda "news" derivanti dal mercato: in particolare misuriamo l'effetto della politica monetaria sul prezzo delle azioni dell'istituto bancario. Analizziamo quindi se nelle date in cui si sono avuti annunci relativi a variazioni dei tassi d'interesse da parte dell'Autorità monetaria si sono verificate significative influenze sul comportamento dei prezzi azionari. Il secondo tipo di informazione riguarda invece informazioni provenienti dall'istituto stesso quali annunci di aumenti di utili, variazioni del capitale sociale, ...; verifichiamo cioè l'effetto delle "news" che possono essere definite "price sensitive" sul prezzo dell'istituto bancario.

L'obiettivo di questa analisi è quindi quello di analizzare il comportamento dei prezzi azionari per verificare se il prezzo di un istituto bancario dipende in modo significativo dalle informazioni che si diffondono pubblicamente sul mercato. A tale scopo consideriamo come istituto bancario l'Unicredito Italiano, che è una delle maggiori banche italiane e che è quindi caratterizzata da un'elevata scambiabilità di azioni; analizziamo in primo luogo le date in cui si sono annunciate variazioni dei tassi d'interesse stabilite dall'autorità monetaria per verificare se questo tipo di informazioni ha influenzato il comportamento degli investitori e quindi modificato il prezzo delle azioni della banca. In secondo luogo, verifichiamo la significatività di tutte quelle informazioni classificate come "price sensitive" rilasciate pubblicamente dall'istituto

bancario e verifichiamo se nei giorni in cui tali annunci si sono diffusi sul mercato, si sono riscontrati effetti significativi sul prezzo dell'azione.

La metodologia utilizzata in questi test è una metodologia innovativa, proposta nella letteratura da Rigobon e Sack (2001, 2002). Essa, come avremo modo di descrivere, prende avvio dalla principale ipotesi di esistenza di eteroschedasticità presente nei dati.

Il vantaggio di questa metodologia è qui duplice: quando testiamo l'effetto "news" sui prezzi azionari essa permette di misurare l'effetto "news" senza dover né quantificare né stabilire il segno dell'effetto stesso. Quando studiamo la relazione tra variazioni del tasso d'interesse e il comportamento dei prezzi azionari, studiando un modello in cui le variabili sono definite endogeneamente e si comportano simultaneamente, la metodologia utilizzata permette di risolvere il problema di simultaneità presente nei parametri.

L'ipotesi principale su cui si basa l'approccio basato sull'eteroschedasticità è l'esistenza di due periodi: un periodo in cui la varianza delle news è elevata, un periodo in cui tale varianza è bassa. L'identificazione di questi due regimi è sufficiente per stimare la relazione a cui siamo interessati.

Per identificare i due regimi, quando studiamo l'effetto di "news" rilasciate dall'istituto bancario, selezioniamo le date in cui gli avvenimenti "price sensitive" annunciati pubblicamente dall'istituto bancario sono apparsi sul giornale. Questo set di date rappresenta, come è plausibile pensare, il "regime" con un' alta varianza. Il secondo regime seleziona invece il giorno antecedente o successivo alla data in cui si è verificato l'annuncio.

Al fine di analizzare invece la relazione tra prezzi azionari e tassi d'interesse o di stimare l'effetto "news" di annunci di variazioni dei tassi d'interesse sui prezzi azionari, consideriamo le date in cui l'Autorità monetaria ha annunciato la variazione dei tassi d'interesse. Durante queste date, nota la forte relazione tra politica monetaria e mercato azionario, è plausibile pensare che la varianza sia più elevata. Come per le stime precedenti, il secondo regime seleziona invece il giorno antecedente o successivo all'annuncio della variazione monetaria.

Come anticipato, l'istituto bancario che consideriamo nell'analisi è l'Unicredito, che è una delle maggiori banche italiane. Oltre a questo istituto bancario, testiamo le relazioni descritte utilizzando il mibtel come indice dei prezzi azionari.

La struttura del presente lavoro è la seguente. Dopo aver descritto la metodologia utilizzata per la stima e sottolineato i suoi elementi innovativi, presentiamo i risultati ottenuti; ad essi seguono le conclusioni.

1. Metodologia

1.1. Il problema di identificazione

Per capire meglio l'elemento innovativo della metodologia basata sull'eteroschedasticità che qui utilizziamo, descriviamo brevemente il problema di identificazione dei parametri che si ha quando vogliamo stimare un sistema in cui le variabili sono definite endogeneamente e si comportano simultaneamente.

Per valutare la relazione tra la politica monetaria e il mercato azionario, facciamo riferimento al modello seguente:

(1)

$$\Delta i_t = \beta \Delta s_t + \varepsilon_t$$

(2)

$$\Delta s_t = \alpha \Delta i_t + \eta_t$$

in cui Δi_t rappresenta la variazione del tasso d'interesse e Δs_t la variazione del prezzo azionario.

L'equazione (1) rappresenta la funzione di reazione della politica monetaria e cattura la risposta attesa della politica monetaria al prezzo dell'asset. L'equazione (2) cattura invece la possibilità che il prezzo dell'asset possa essere influenzato dal tasso d'interesse.

La letteratura tradizionale ha stimato ampiamente l'equazione (2) del modello descritto, focalizzandosi, in particolare, sull'impatto di variazioni del tasso d'interesse sul mercato azionario attorno a giorni in cui sono avvenute variazioni monetarie o alternativamente stimando relazioni ritardate tra le variabili, senza focalizzarsi sul legame contemporaneo tra le variabili stesse (Roley e Sellon (1995), Thorbecke (1997), Kuttner (2000), Bomfim (2001),...).

Il modello descritto da equazione (1) e (2) ha la caratteristica di includere variabili endogene. Il problema di stima che deriva da questo modello consiste nello stimare un sistema di equazioni simultanee in cui i parametri non possono essere stimati simultaneamente.

Se vogliamo stimare il modello descritto da equazione (1) e (2) sorgono infatti diverse difficoltà. In primo luogo, la variabile di politica monetaria viene influenzata simultaneamente dal comportamento del prezzo azionario, portando al già annunciato problema di endogeneità e simultaneità. Se da una parte i prezzi dell'asset sono influenzati dal tasso d'interesse, dall'altra parte i tassi d'interesse sono simultaneamente influenzati dai prezzi azionari.

In secondo luogo, molte altre variabili tra cui variabili di tipo macroeconomico o variabili che contribuiscono a dare informazioni su variazioni nelle preferenze di rischio degli operatori,

possono avere un impatto sia sul tasso d'interesse, sia sul prezzo azionario. Per capire il problema econometrico, si consideri di stimare un OLS sull'equazione (2). Il coefficiente sarà *biased* perché lo shock η_t è correlato con il regressore i . I parametri da stimare non possono essere stimati in alcun metodo, senza imporre restrizioni o vincoli al modello.

Il problema di endogeneità, e quindi dell'identificazione di parametri associati a variabili endogene, origina dal fatto che l'unica statistica rilevante che può essere calcolata in un sistema di n equazioni simultanee è la matrice varianza covarianza della forma ridotta. Tuttavia, la matrice covarianza fornisce solo tre equazioni (la varianza dei residui del tasso d'interesse, la varianza dei residui del prezzo azionario e la loro covarianza) mentre abbiamo 4 incognite α , β , σ_ε^2 , σ_η^2 . Pertanto, per risolvere il modello e calcolare i parametri, è necessario avere più informazione; ciò comporta la necessità di imporre vincoli al modello stesso.

Diversamente dalla letteratura tradizionale che ha stimato queste relazioni basandosi su una metodologia di *event study*, o alternativamente stimando dei modelli VAR imponendo in entrambi i casi forti restrizioni per l'identificazione dei parametri, assumiamo qui l'ipotesi di eteroschedasticità presente nei dati e utilizziamo quest'ipotesi per stimare un modello in cui i tassi d'interesse influenzano i prezzi azionari e simultaneamente i prezzi azionari influenzano variazioni della variabile monetaria.

1.2. La metodologia basata su eteroschedasticità: una descrizione

Per risolvere il problema di identificazione e stimare un sistema in cui le variabili si comportano simultaneamente e sono definite endogeneamente, Rigobon e Sack (2003), (2004), utilizzano uno stimatore basandosi su un set di ipotesi diverse da quelle della letteratura tradizionale, e imponendo quindi l'ipotesi di eteroschedasticità presente nei dati. Questa metodologia considera la relazione tra due variabili (nel nostro caso tasso d'interesse e il prezzo azionario) in date in cui la varianza di uno shock del modello varia.

Per applicare questo approccio, occorre quindi identificare due regimi: un periodo in cui la varianza di uno shock del modello è più alta e la varianza di altri shock rimane inalterata, e un periodo in cui la varianza è bassa.

Siamo interessati a stimare α , la risposta del prezzo azionario a shock della politica monetaria. Per stimare α , ipotizziamo l'esistenza di due o più regimi definiti in base al comportamento dello shock monetario. Ipotizziamo che la variazione degli shock di politica monetaria sia più elevata nei giorni in cui vi sono riunioni dell'autorità monetaria. Ciò permette di identificare due periodi: il regime "policy date", in cui avvengono variazioni monetarie e il regime "non policy date" che seleziona un giorno antecedente o successivo a quello in cui è

avvenuta la variazione monetaria. In ogni regime viene calcolata la matrice varianza covarianza. Una matrice varianza covarianza fornisce $\frac{n(n+1)}{2}$ diverse equazioni (dove n indica il numero di variabili endogene), mentre i parametri da stimare sono le n varianze e $n(n-1)$ coefficienti. Sotto l'ipotesi di presenza di eteroschedasticità, quindi, ogni regime è caratterizzato da una diversa matrice varianza covarianza, ognuna delle quali fornisce $\frac{n(n+1)}{2}$ nuove equazioni e n nuove varianze da stimare. Ciò implica che due diversi regimi sono sufficienti per identificare tutti i coefficienti del semplice modello descritto da equazione (1) e (2) e quindi ottenere l'identificazione dei parametri.

La variazione della varianza è un elemento sufficiente per catturare l'impatto della politica monetaria sul prezzo dell'asset.

Diversamente dall'analisi di "event study", l'approccio di identificazione è meno restrittivo; esso infatti non richiede che la varianza di uno shock diventi infinitamente grande, ma si basa invece sulla variazione della covarianza tra il tasso d'interesse e il prezzo azionario in periodi in cui la varianza di uno shock aumenta.

L'identificazione dei parametri può essere ottenuta anche in modelli più complessi, in cui si inseriscono altre variabili. L'identificazione in questo caso, come mostriamo nei successivi paragrafi, richiede l'esistenza di più di due regimi.

1.3. Il modello

Il modello base cui facciamo riferimento per descrivere la metodologia è quello descritto in equazione (1) e (2) che qui riportiamo per chiarezza espositiva:

(1)

$$\Delta i_t = \beta \Delta s_t + \varepsilon_t$$

(2)

$$\Delta s_t = \alpha \Delta i_t + \eta_t$$

Questo modello è molto semplificato ma è sufficiente al fine di descrivere la metodologia. Vediamo in seguito come possa essere esteso ad un modello più complesso.

Come abbiamo anticipato, il modello descritto da equazione (1) e (2) non può essere stimato con OLS a causa della presenza di equazioni simultanee e possibili variabili omesse.

L'unica statistica rilevante che può essere calcolata è la matrice varianza covarianza della forma ridotta. Se sostituiamo l'equazione (1) nell'equazione (2), la forma ridotta delle due equazioni è presentata dalle seguenti equazioni:

$$\Delta i_t = \frac{1}{1-\alpha\beta} [\beta\eta_t + \varepsilon_t]$$

$$\Delta s_t = \frac{1}{1-\alpha\beta} [\eta_t + \alpha\varepsilon_t]$$

Deriviamo la matrice varianza covarianza che è rappresentata da:

(3)

$$\Omega = \begin{bmatrix} \omega_{11,t} & \omega_{12,t} \\ & \omega_{22,t} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \beta^2\sigma_\eta^2 + \sigma_\varepsilon^2 & \beta^2\sigma_\eta^2 + \alpha\sigma_\varepsilon^2 + (\beta + \gamma) \\ & \sigma_\eta^2 + \alpha^2\sigma_\varepsilon^2 \end{bmatrix}$$

Come abbiamo detto, il problema di identificazione è che la matrice covarianza fornisce solo 3 equazioni (la varianza di i , la varianza di s e la loro covarianza) mentre abbiamo 4 incognite (α , β , σ_ε^2 , σ_η^2).

Per applicare il nuovo approccio che risolve il problema di identificazione abbiamo bisogno di due regimi e quindi di due matrici varianze covarianze, una per ciascun regime.

Ipotizziamo che i dati siano caratterizzati da due regimi e che i parametri siano stabili nei due regimi. Chiamiamo il regime s e definiamo la varianza degli shock strutturali nel regime s come $\sigma_{\varepsilon,s}$ e $\sigma_{\eta,s}$; la matrice varianza covarianza della forma ridotta in ogni regime sarà quindi:

(4)

$$\Omega_s = \begin{bmatrix} \omega_{11,s} & \omega_{12,s} \\ & \omega_{22,s} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \beta^2\sigma_{\eta,s}^2 + \sigma_{\varepsilon,s}^2 & \beta^2\sigma_{\eta,s}^2 + \alpha\sigma_{\varepsilon,s}^2 + (\beta + \gamma) \\ & \sigma_{\eta,s}^2 + \alpha^2\sigma_{\varepsilon,s}^2 \end{bmatrix}$$

dove Ω_s indica la matrice covarianza del regime s , con $s \in \{1,2\}$.

Nel nuovo sistema di equazioni ci sono sei incognite: $\alpha, \beta, \sigma_{\eta,1}^2, \sigma_{\eta,2}^2, \sigma_{\varepsilon,1}^2, \sigma_{\varepsilon,2}^2$ e le due matrici covarianze forniscono 6 equazioni (la varianza di i , la varianza di s e la loro covarianza in ciascun regime).

Inoltre, se le due variabili endogene sono descritte da equazione (1) e (2) e se solo una varianza degli shock (η_t, ε_t) aumenta tra il periodo t e il periodo $t+1$, allora la variazione della matrice varianza covarianza ha determinante uguale a zero se i parametri sono stabili ed è data da:

(5)

$$\Delta\Omega_t = \frac{\delta\sigma_{\eta,t}^2}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \beta^2 & \beta \\ \beta & 1 \end{bmatrix}$$

quando cambia σ_η^2 ,

e da:

(6)

$$\Delta\Omega_t = \frac{\delta\sigma_{\phi,t}^2}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix}$$

quando cambia σ_ε^2 .

Come è evidente, sotto le ipotesi formulate, α o β sono facilmente identificabili dalla variazione della matrice varianza covarianza.

La statistica α o β si calcola utilizzando la stessa procedura:

(7)

$$\frac{\Delta\Omega_{12}}{\Delta\Omega_{22}} = \frac{\text{cov}(i_t, s_t) - \text{cov}(i_{t+1}, s_{t+1})}{\text{var}(i_t) - \text{var}(i_{t+1})}$$

o

(8)

$$\frac{\Delta\Omega_{11}}{\Delta\Omega_{12}} = \frac{\text{var}(s_t) - \text{var}(s_{t+1})}{\text{cov}(i_t, s_t) - \text{cov}(i_{t+1}, s_{t+1})}$$

Se tutte le ipotesi del modello sono valide, le due stime di α o β ottenute attraverso la variazione della matrice varianza covarianza dovrebbero essere identiche. Differenze nelle stime possono indicare che la varianza di altri shock aumenta nei policy date o che i parametri dell'equazione non sono stabili nei due regimi.

1.3.1. L'inclusione di common shocks

Come abbiamo anticipato, il modello descritto può essere esteso alla presenza di altre variabili.

Consideriamo qui il seguente modello:

(1')

$$\Delta i_t = \beta \Delta s_t + \gamma z_t + \varepsilon_t$$

(2')

$$\Delta s_t = \alpha \Delta i_t + z_t + \eta_t$$

in cui z_t rappresenta uno shock non osservabile comune sia a i che a s con varianza σ_z^2 , che è indipendente dagli altri shock presenti nel modello, i rappresenta nuovamente il tasso d'interesse e s indica il prezzo dell'azione.

La procedura che seguiamo per la stima è quella descritta nel paragrafo precedente. Calcoliamo la matrice varianza covarianza rappresentata in questo caso da equazione (9):

(9)

$$\Omega_F = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_\eta^2 + \sigma_\varepsilon^2 + (\beta + \gamma)^2 \sigma_z^2 & \beta^2 \sigma_\eta^2 + \alpha \sigma_\varepsilon^2 + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma) \sigma_z^2 \\ \sigma_\eta^2 + \alpha^2 \sigma_\varepsilon^2 + (1 + \alpha\gamma)^2 \sigma_z^2 & \end{bmatrix}$$

Diversamente dal modello semplice di equazione (1) e (2), con la presenza di shock comuni alle variabili il problema di identificazione dei parametri non può essere risolto utilizzando solo l'ipotesi di eteroschedasticità. Ogni matrice covarianza fornisce 3 nuove equazioni (la varianza di i , la varianza di s e la loro covarianza) ma anche 3 nuove incognite ($\sigma_\eta^2, \sigma_\varepsilon^2, \sigma_z^2$).

Per risolvere il modello è necessario avere un numero di equazioni maggiore del numero di incognite. Ciò si traduce qui nell'assumere l'esistenza di più di due regimi.

Le altre ipotesi sottostanti al modello sono ancora la stabilità dei parametri e l'ipotesi che uno shock del modello sia omoschedastico.

Per $i=1,2,3$, la variazione della matrice covarianza può essere quindi descritta da equazione (10):

(10)

$$\Delta\Omega_i = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \beta^2 \sigma_{i,\eta}^2 + \sigma_{i,\varepsilon}^2 + (\beta + \gamma)^2 \sigma_{i,z}^2 & \beta^2 \sigma_{i,\eta}^2 + \alpha \sigma_{i,\varepsilon}^2 + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma) \sigma_{i,z}^2 \\ \sigma_{i,\eta}^2 + \alpha^2 \sigma_{i,\varepsilon}^2 + (1 + \alpha\gamma)^2 \sigma_{i,z}^2 & \end{bmatrix}$$

In modo analogo a ciò che avviene per il modello base di equazione (1) e (2), se sono valide le ipotesi fatte, la variazione della matrice covarianza permette l'identificazione del parametro α .

Come mostrano Rigobon e Sack (2003), e come introdurremo nel paragrafo successivo, un'altra caratteristica interessante di questa metodologia è la possibilità che essa venga applicata attraverso l'uso dell'approccio delle variabili strumentali.

Inoltre, se valgono tutte le ipotesi del modello, le due stime di α che si ottengono dalla variazione della matrice varianza covarianza devono essere uguali e simili alla stima ottenuta con l'analisi di event study.

1.4. Test d'ipotesi

Per testare il modello è possibile fare un test in cui confrontare le stime del parametro α ottenute attraverso la metodologia di event study e quella basata sull'eteroschedasticità.

Il test in cui si confrontano le due stime α_1 e α_2 ottenute con la metodologia di Rigobon e Sack è definito da equazione (11):

(11)

$$\hat{\delta}_{all,i} = \frac{1}{K} | \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 | M_{all,i}^{-1} | \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 |$$

in cui $M_{all,i}$ rappresenta la varianza della differenza delle due stime.

Questa statistica test ha una distribuzione F e K , $K(t-1)$ gradi di libertà, dove K è il numero di assets e t il numero di policy dates.

Il rifiuto del test d'ipotesi che le due stime sono uguali significa che almeno una delle ipotesi formulate sul modello viene rifiutata.

E' possibile testare ancora se le più restringenti ipotesi necessarie per la metodologia di event study sono valide. A tal fine confrontiamo le stime ottenute con la metodologia basata sull'eteroschedasticità (α_1 e α_2) con le stime di alpha ottenute con la metodologia di event study α_{es} .

Il test che applichiamo è il test di Hausman descritto da equazione (12):

(12)

$$\hat{\delta}_{es,all} = \frac{1}{K} | \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_{es} | M_{es,all}^{-1} | \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_{es} |^2$$

Questa statistica test ha una distribuzione F e K , $K(T-1)$ gradi di libertà. Se è significativa si rifiuta l'ipotesi che la covarianza del policy shock nei policy dates è sufficientemente grande da raggiungere l'identificazione dei parametri.

1.5. La presenza di news che non possono essere misurate

Applichiamo la metodologia descritta anche all'analisi dell'effetto di news non osservabili sul prezzo delle azioni.

Nel momento in cui cerchiamo di misurare l'effetto di news sui prezzi azionari sorgono due principali problemi. In primo luogo, vi possono essere news che possono avere un ruolo determinante per il comportamento del prezzo azionario, ma che non possono essere quantificate in modo esatto. In secondo luogo, vi possono essere altri fattori che oltre a tali annunci influenzano il prezzo delle azioni.

L'approccio che seguiamo per la stima ha le caratteristiche fondamentali e le ipotesi sottostanti alla metodologia appena descritta, ma se ne differenzia in alcuni aspetti specifici in quanto vogliamo qui catturare l'effetto di una variabile, che è rappresentata da tutte le informazioni "price sensitive" rilasciate dall'istituto bancario; queste informazioni rappresentano una variabile non misurabile.

Per descrivere il problema, introduciamo il seguente modello:

(13)

$$A \begin{bmatrix} \Delta x_1 \\ \Delta x_2 \end{bmatrix} = B \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \\ z_3 \\ \dots \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix}$$

che spiega la variazione di due variabili finanziarie, Δx_1 e Δx_2 attraverso un set di fattori $z = [z_1, z_2, \dots]^T$ e un set di shock idiosincratici $\eta = [\eta_1, \eta_2]^T$. I fattori comuni includono sia z_1 che rappresenta l'effetto della nostra variabile non osservabile, sia altri fattori macroeconomici, osservabili o non osservabili, che possono influenzare il prezzo di un'azione, quali annunci di variazioni del tasso d'inflazione o della produzione industriale e così altri.

Focalizziamo l'attenzione qui sulla stima di z_1 , l'impatto di annunci rilasciati dall'istituto bancario sul prezzo azionario.

Definiamo la forma ridotta del modello descritto da equazione (13) attraverso equazione (14):

(14)

$$\begin{bmatrix} \Delta x_1 \\ \Delta x_2 \end{bmatrix} = D \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \\ z_3 \\ \dots \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix},$$

dove

$$\mu = [\mu_1, \mu_2]^T = [A^{-1}\eta]$$

e

$$D = A^{-1}B$$

La matrice D cattura l'effetto diretto dei fattori comuni z_1, \dots sulle variabili finanziarie. Rappresentiamo gli elementi di questa matrice nel seguente modo:

(15)

$$D = \begin{bmatrix} 1 & d_{12} & d_{13} & \dots \\ d_{21} & d_{22} & d_{23} & \dots \end{bmatrix}$$

dove $d_{i,j}$ rappresenta l'effetto del fattore j esimo sull' i esima variabile finanziaria. In particolare, la prima colonna rappresenta l'effetto di z_1 sulle due variabili finanziarie. L'impatto di z_1 sulla prima variabile finanziaria è normalizzato all'unità e l'impatto della seconda variabile finanziaria è catturato da d_{21} che è il parametro a cui siamo qui interessati e rappresenta l'effetto di "news" sulle variabili finanziarie. Se tutti i valori fossero osservabili e se le variabili non si comportassero simultaneamente, l'equazione (14) potrebbe essere stimata ricorrendo a una semplice regressione OLS. Tuttavia, molti dei fattori comuni sono fattori non osservabili. Ci affidiamo pertanto ad una metodologia che, come anticipato, si basa sull'eteroschedasticità. Pertanto è sufficiente distinguere il periodo di stima in due sottoregimi, uno caratterizzato da una varianza elevata delle news, uno caratterizzato da una varianza bassa. L'identificazione si basa sull'ipotesi che solo la varianza delle notizie rilasciate dall'istituto bancario spieghi, nei giorni presi in considerazione, la variazione nel prezzo delle azioni. Possono essere presenti anche altri fattori, ma con la stessa intensità attraverso i due regimi considerati.

Sotto quest'ipotesi, prendiamo in considerazione la matrice di varianza covarianza delle due variabili finanziarie Ω . Calcoliamo la matrice varianza e covarianza nei due sottoregimi, per il regime con alta varianza Ω_H e per il regime con bassa varianza Ω_L .

Come abbiamo descritto nei paragrafi precedenti, sotto le ipotesi formulate, la variazione nella matrice varianza covarianza tra questi regimi $\Delta\Omega = \Omega_H - \Omega_L$ è spiegata dalla varianza del fattore relativo agli annunci rilasciati dalla banca:

(16)

$$\Delta\Omega = \Delta\sigma^2(z_1) \cdot \begin{bmatrix} 1 & d_{21} \\ d_{21} & d_{21}^2 \end{bmatrix}$$

dove $\Delta\sigma^2(z_1)$ rappresenta la variazione del fattore che identifica gli annunci rilasciati dall'istituto bancario.

Possiamo derivare dall'equazione (16) due stime di d :

(17)

$$\hat{d} = \Delta\Omega_{22} / \Delta\Omega_{21}$$

(18)

$$\hat{d} = \Delta\Omega_{21} / \Delta\Omega_{11}$$

dove $\Delta\Omega_{11} = \Delta\sigma^2(z_1)$; $\Delta\Omega_{21} = \Delta\Omega_{12} = \Delta\sigma^2(z_1)d_{21}$; $\Delta\Omega_{212} = \Delta\sigma^2(z_1)d_{21}^2$.

I risultati ottenuti in entrambe le stime dovrebbero essere uguali se le ipotesi formulate valgono perfettamente, ovvero se i fattori diversi dalle notizie rilasciate dall'istituto sono omoschedastici e se la struttura del modello è lineare.

1.6. L'approccio delle variabili strumentali

Come abbiamo precedentemente osservato, come viene dimostrato da Rigobon e Sack (2004), questi stimatori possono essere derivati applicando l'approccio delle variabili strumentali. Si definisce lo strumento come la variazione della prima variabile finanziaria Δx_1 nei giorni in cui vengono annunciate news e come $-\Delta x_1$ nei giorni dei "non annunci", ovvero in un set selezionato di giorni in cui non si diffonde alcun tipo di annuncio:

(19)

$$\omega_1 = \{\Delta x_{1,t}, \forall t \in H\} \cup \{-\Delta x_{1,t}, \forall t \in L\}$$

H e L rappresentano rispettivamente i giorni di annunci (alta varianza) e i giorni dei non annunci (bassa varianza). Rigobon e Sack (2004) mostrano che la stima dell'impatto di annunci sulle variabili finanziarie di equazione (19) può essere ottenuta facendo la regressione della variazione della prima variabile finanziaria sulla variazione della seconda variabile finanziaria utilizzando entrambi i regimi e l'approccio delle variabili strumentali. Lo stimatore IV è:

(20)

$$\hat{d} = (\omega_1' \cdot \Delta x_1)^{-1} \cdot (\omega_1' \cdot \Delta x_2)$$

che può essere anche scritto come:

(21)

$$\hat{d} = \frac{\begin{Bmatrix} \Delta x_{1_H}, -\Delta x_{1_L} \end{Bmatrix}' \begin{Bmatrix} \Delta x_{2_H}, \Delta x_{2_L} \end{Bmatrix}}{\begin{Bmatrix} \Delta x_{1_H}, -\Delta x_{1_L} \end{Bmatrix}' \begin{Bmatrix} \Delta x_{1_H}, \Delta x_{1_L} \end{Bmatrix}} = \frac{Cov_H(\Delta x_1, \Delta x_2) - Cov_L(\Delta x_1, \Delta x_2)}{Var_H(\Delta x_1) - Var_L(\Delta x_1)}$$

dove i pedici H and L indicano rispettivamente i giorni in cui la varianza è alta e in cui la varianza è bassa. Il coefficiente descritto dall'equazione (21) è identico allo stimatore di equazione (17).

Allo stesso modo, possiamo definire uno strumento alternativo utilizzando la seconda variabile finanziaria:

(22)

$$\omega_2 = \{\Delta x_{2,t}, \forall t \in H\} \cup \{-\Delta x_{2,t}, \forall t \in L\}$$

Utilizzando questo strumento, lo stimatore di variabili strumentali diventa:

(23)

$$\hat{d} = \frac{\{\Delta x_{2_H}, -\Delta x_{2_L}\} \{\Delta x_{2_H}, \Delta x_{2_L}\}}{\{\Delta x_{2_H}, -\Delta x_{2_L}\} \{\Delta x_{1_H}, \Delta x_{1_L}\}} = \frac{Var_H(\Delta x_2) - Var_L(\Delta x_2)}{Cov_H(\Delta x_1, \Delta x_2) - Cov_L(\Delta x_1, \Delta x_2)}$$

che è identico allo stimatore dell'equazione (18).

Definendo ω_1 e ω_2 come variabili strumentali per le variabili, calcoliamo l'effetto di annunci facendo la regressione della variazione della prima variabile finanziaria sulla variazione della seconda variabile finanziaria.

2. Risultati

2.1. L'impatto della politica monetaria sul prezzo delle azioni

Applicando la metodologia descritta, analizziamo qui il legame tra variazioni monetarie e prezzi azionari per verificare se decisioni monetarie hanno un'influenza significativa sul prezzo delle azioni.

L'istituto bancario che consideriamo, come ho già evidenziato, è Unicredit Italiano; verifichiamo inoltre la stessa relazione utilizzando il mibtel come indice del mercato azionario.

Tutti i dati che qui utilizziamo sono presi da Datastream.

Il tasso d'interesse che utilizziamo è il call money rate.

Il periodo di stima che abbiamo considerato va dal Gennaio 1990 al Dicembre 2003. I dati sono giornalieri.

Come abbiamo descritto, consideriamo due regimi: il regime F , che include le date in cui sono state annunciate variazioni monetarie e il regime \tilde{F} che seleziona, alternativamente, 1, 2 o 5 giorni successivi a tale annuncio. Nel regime F è ragionevole ipotizzare che gli shock al mercato monetario siano più volatili, nel regime \tilde{F} ipotizziamo invece una minore eteroschedasticità.

Applichiamo sia l'approccio basato sull'eteroschedasticità che l'analisi di event study e confrontiamo i risultati ottenuti con le due metodologie.

Come evidente nella Tavola 1 e 2, sia l'event study che la metodologia di Rigobon e Sack trovano una relazione negativa ma non significativa sia tra la politica monetaria e il prezzo delle azioni Unicredito sia tra la politica monetaria e l'indice dei prezzi azionari. Questo segno è in linea con i risultati trovati da Rigobon e Sack e dalla letteratura più tradizionale. L'aumento dei tassi diminuisce i cash flows attesi delle imprese determinando pertanto una riduzione dei prezzi azionari. L'effetto non è significativo e ciò suggerisce come la politica monetaria abbia effetti neutrali sul mercato azionario; le variazioni monetarie non influenzano i profitti attesi dell'impresa. Ciò può anche voler dire che la politica monetaria è alcune volte prociclica, altre volte anticiclica, avendo quindi un effetto in complesso neutrale sul mercato azionario.

<i>Tavola 1</i>				
	α_1		α_2	α_{es}
Effetto di variazioni dei tassi	Un giorno			
D'interesse sui prezzi Unicredito	-1.69		-0.19	-0.277
	(0.38)		(0.22)	(1.36)
OI test				
	0.22			
Hausman test				
	0.46	0.11		
	Due giorni			
	-0.09		-0.19	-0.277
	(0.2)		(0.4)	(1.36)
OI test				
	0.02			
Hausman test				
	0.02	0.19		
	Cinque giorni			
	-0.17		-0.006	-0.277
	(0.55)		(0.02)	(1.36)
OI test				
	0.26			
Hausman test				
	0.24	0.21		

T statistics in parentesi

La statistica F al 95% è 3

α_1 e α_2 sono le stime ottenute con l'approccio basato su eteroschedasticità

La stima α_{es} è ottenuta con l'approccio di event study

<i>Tavola 2</i>				
Effetto di variazioni dei tassi	α_1		α_2	α_{es}
D'interesse sul mibtel	Un giorno			
	-7463.25		-6472.6	-1197.66
	(0.38)		(0.86)	(0.99)
OI test				
	0.0033			
Hausman test				
	0.45	0.1		
	Due gorni			
	-760.78		8.71	-1197.66
	(0.37)		(0.004)	(0.99)
OI test				
	0.12			
Hausman test				
	0.12	0.07		
	Cinque giorni			
	-1437.65		-2035.48	-1197.66
	(0.87)		(1.2)	(0.99)
OI test				
	0.62			
Hausman test				
	0.64	0.046		

T statistics in parentesi

La statistica F al 95% è 3

α_1 e α_2 sono le stime ottenute con l'approccio basato su eteroschedasticità

La stima α_{es} è ottenuta con l'approccio di event study

La risposta del mercato azionario con la metodologia basata su eteroschedasticità è nella maggior parte delle stime più ampia della stima ottenuta con l'approccio di event study e in alcuni casi di un ammontare significativo. Questa differenza suggerisce probabilmente il *bias* delle stime ottenute con la metodologia di event study.

Il test che confronta le due stime ottenute con la metodologia basata su eteroschedasticità (OI test) indica che le ipotesi formulate nel modello sono valide. Infine, il test di Hausman, che confronta le stime ottenute con i due diversi approcci, non rifiuta l'ipotesi di uguaglianza delle due stime.

I risultati di questi test mostrano pertanto come sia utilizzando la metodologia di event study che applicando il test basato sulla presenza di eteroschedasticità, sia evidente un effetto negativo ma non significativo tra la politica monetaria e il mercato azionario. Le decisioni monetarie sembrano non influenzare nè il prezzo delle azioni Unicredito, nè l'indice dei prezzi del mercato azionario. Il prezzo di un'azione non riflette le "news" monetarie presenti sul mercato.

Questo risultato potrebbe derivare dal fatto che la politica monetaria italiana sia alcune volte prociclica, altre volte anticiclica e quindi non in grado di determinare un chiaro effetto sul mercato azionario. La politica monetaria italiana sembra pertanto avere effetti neutrali sui profitti delle imprese.

2.2. L'effetto "news"

Per applicare la metodologia descritta ad analizzare l'effetto "news", come anticipato, abbiamo diviso il periodo studiato in due regimi definiti in base al comportamento della varianza. Abbiamo stimato in primo luogo l'effetto di annunci relativi a "news" che possono essere definite "price sensitive" rilasciate dall'istituto bancario. In secondo luogo, per verificare il risultato ottenuto dalla stima dell'impatto della politica monetaria sul mercato azionario, abbiamo stimato l'effetto di news relative a variazioni del tasso d'interesse e a tale scopo abbiamo selezionato le date in cui L'Autorità monetaria ha annunciato una variazione dei tassi d'interesse. Le variabili considerate sono il prezzo dell'azione e obbligazione Unicredito e il tasso d'interesse, tutte prese da Datastream.

Come abbiamo descritto, l'analisi viene svolta facendo la regressione di una variabile finanziaria sulla seconda variabile finanziaria. Le variabili qui considerate sono il prezzo di un'obbligazione unicredito a breve termine e il prezzo delle azioni unicredito. Le stime indicano i movimenti, causati da un incremento della possibilità della diffusione di "news", che sono sufficienti a causare una diminuzione di 0.25 punti percentuali della prima variabile considerata, qui rappresentata dal prezzo di un'obbligazione unicredito.

I risultati ottenuti sono rappresentati nelle Tavole 3 e 4 dove sono indicati rispettivamente l'effetto di news relative ad annunci "price sensitive" e l'effetto di news relative a variazioni del tasso d'interesse sul prezzo di azioni Unicredito.

<i>Tavola 3</i>		
Effetto di news price sensitive		
Variabile	Eq (21) IV	Eq (23) IV
Azione Unicredito	0.21	-3.71
	(-0.69)	(0.75)
T stat in parentesi		
Impatto di -0.25 sul prezzo di un'obbligazione unicredito		

<i>Tavola 4</i>		
Effetto di news sui tassi d'interesse		
Variabile	Eq (21) IV	Eq (23) IV
Azione Unicredito	-4.69	-4.79
	(-0.97)	(-0.77)
T stat in parentesi		
Impatto di -0.25 sul prezzo di un'obbligazione unicredito		

I risultati ottenuti dalla stima dell'effetto di annunci rilasciati dall'istituto bancario sul comportamento del prezzo azionario dell'istituto stesso (Tavola 3) , non permettono di identificare una relazione chiara tra l'effetto "news" e il mercato azionario. Le stime che otteniamo attraverso le due variabili strumentali sono diverse l'una dall'altra sia nell'ammontare che nel segno ed entrambe non significative.

Una possibile spiegazione di questi risultati potrebbe derivare dall'esistenza di altri fattori che giocano un ruolo determinante nel comportamento del prezzo azionario nelle date che abbiamo selezionato. Verrebbe pertanto violata l'ipotesi secondo cui nei giorni selezionati l'unica varianza che sta cambiando è quella relativa all'effetto news qui considerato, ipotesi fondamentale su cui si basa questa metodologia di stima.

I risultati di tavola 4 indicano invece che, come abbiamo ottenuto nel paragrafo 2.1, shock sui tassi d'interesse hanno un effetto negativo sui prezzi azionari, anche se non significativo. Un aumento del tasso d'interesse riduce i cash flows attesi delle imprese e quindi riduce il prezzo delle loro azioni. Ciò spiega il segno negativo ottenuto nelle stime. Questo risultato non è comunque significativo e ciò testimonia come la politica monetaria non eserciti un'influenza significativa sul mercato azionario o come il suo effetto sia a volte prociclico, a volte anticiclico e quindi in genere neutro sui prezzi delle azioni.

Infine, si può osservare come le stime ottenute dalle due variabili strumentali siano qui molto simili l'una all'altra. Ciò rende plausibili le ipotesi sottostanti al modello.

Conclusioni

La metodologia che abbiamo utilizzato per analizzare la relazione tra prezzi azionari e tassi d'interesse e per testare l'effetto "news" è una metodologia innovativa che permette da una parte di risolvere il problema di simultaneità ed endogeneità delle variabili, facendo affidamento su un nuovo set d'ipotesi, che riteniamo meno restrittive rispetto a quelle della letteratura tradizionale; dall'altra, di valutare l'impatto di news non misurabili sul comportamento dei titoli azionari. Come abbiamo osservato, l'ipotesi fondamentale su cui si basa questa metodologia, che è stata proposta nella letteratura da Rigobon e Sack, è l'esistenza di eteroschedasticità presente nei dati, interpretata come una variazione di regime che permette di identificare i parametri.

I risultati ottenuti sono interessanti: sembrano suggerire che i prezzi delle azioni Unicredito, così come l'indice dei prezzi azionari, non rispondono né a decisioni prese dall'Autorità monetaria, né a notizie relative all'istituto di credito. Esiste infatti una relazione negativa e non significativa tra i prezzi azionari e variazioni dei tassi d'interesse, valutata sia con la metodologia di Rigobon e Sack, sia con l'event study. La politica monetaria italiana non svolge pertanto un ruolo determinante in quanto non in grado di influenzare in modo significativo il mercato azionario. Esiste una relazione negativa tra le due variabili in quanto un aumento dei tassi d'interesse fa diminuire i cash flows attesi delle imprese riducendo di conseguenza i prezzi azionari. Ma l'effetto non influenza questi in modo significativo e la politica monetaria sembra per questo motivo neutrale in relazione al mercato azionario.

Non otteniamo invece alcun risultato rilevante quando valutiamo l'effetto di news pubblicamente rilasciate da Unicredito. Le stime che otteniamo attraverso le due variabili strumentali sono diverse l'una dall'altra nell'ammontare e nel segno. Ciò non permette di definire una relazione chiara tra l'effetto "news" e il mercato azionario. Una possibile spiegazione di questi risultati potrebbe derivare dal fatto che nelle date selezionate si diffondono altre informazioni sul mercato oltre a quelle relative agli annunci price sensitive rilasciati dall'istituto bancario, e che queste giochino un ruolo determinante nel comportamento del prezzo azionario.

Bibliografia

- Angelini P. , N. Cetorelli. "Bank Competition and Regulatory Reform: The Case of The Italian Banking Industry". Banca d'Italia. Temi di Discussione del Servizio Studi. (2000).
- Bernanke Ben S., Kuttner N. Kenneth. "What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy?" Federal Reserve Bank of New York Staff Reports (October, 2003).
- Berry D. Thomas, Howe Keith M. "Public Information Arrival". The Journal of Finance, Volume 49. n 4 (September 1994).
- Bomfim Antulio N., Reinhart Vincent R. "Making News: Financial Market Effects of Federal Reserve Disclosure Practices". The Federal Reserve Board. Available at: <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2000/200050/200050pap.pdf>. (March, 2000).
- Bomfim Antulio N. "Pre- Announcement Effects, News, and Volatility: monetary policy and the stock market". Paper provided at the Federal Reserve in the series Finance and Economics Discussion Papers (October, 2000).
- Goodhart Charles, Smith G. Richard. A Note on "The Impact of News on financial Markets in the United Kingdom". Journal of Money, Credit and Banking vol. 17 n 4 (November, 1985).
- Hardouvelis G. A. "Market Perception of Federal Reserve Policy and Weekly Money Announcements". Journal of Monetary Economics n 14. (1984).
- Kearney Sdrienne A. "The Effect of Changing Monetary Policy Regimes on Stock Prices". Journal of Macroeconomic Volume 18. (Summer 1996).
- Kim Oliver, Verrecchia Robert E. "Market Reaction to Anticipated Announcements". Journal of Financial Economics 30 (1991).
- Kuttner Kenneth. "Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market". Oberlin College, Department of Economics CRSP Wp n 489 (February, 2000).
- Li Li, Hu F. Zulu. "Responses of the Stock Market to Macroeconomic Announcements Across Economic States". IMF WP n 79. (1998)
- Mitchell L. Mark, Mulherin Harold. "The Impact of Public Information on the Stock Market". The Journal of Finance, vol 49. (July 1994).
- K. Douglas, Roley V. Vance. "The Reaction of Stock Prices to Unanticipated Changes in Money: a Note". The Journal of Finance Volume 38. n 4 (September 1983).
- Pearce K. Douglas, Roley V. Vance. "Stock prices and economic news". Journal of Business, 58 (1985).
- Rigobon Roberto "A Simple Test for Stability of linear models under heteroskedasticity, omitted variables and endogenous variable problem". Available at: <http://web.mit.edu/rigobon/www/pdfs/ih.pdf>. (September 2000).
- Rigobon Roberto. "Identification through Heteroskedasticity". Review of Economics and Statistics (2003).
- Rigobon Roberto, Sack Brian. "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices". Journal of Monetary Economics, forthcoming (2004).
- Rigobon Roberto, Brian Sack. "The effects of war risk on US financial markets". Journal of Banking and Finance, forthcoming (2005).

- Roley Vance, Sellon H.Gordon. "Market Reaction to monetary Policy nonannouncements". Federal Reserve Bank of Kansas City WP n 98-06 (1998).
- Stanislav Paloucek. "Privatisation and Banking Sector Efficiency". (2000).
- Sellin Peter. "Monetary policy and the stock market: theory and empirical evidence". Journal of Economic Surveys Vol 15 n 4 (2001).
- Smets Frank. "Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence". (1997).
- Thorbecke Willem. "On Stock Returns and Monetary Policy". Submitted to the Jerome Levy Economics Institute of Bard College. WP n 139. (April 1995).