

Marzo, Massimiliano; Zagaglia, Paolo

**Working Paper**

## Lo 'shock' Lehman Brothers: una tempesta dentro la tempesta? L'esperienza degli ETF LYXOR su Euro MTS

Quaderni - Working Paper DSE, No. 703

**Provided in Cooperation with:**

University of Bologna, Department of Economics

*Suggested Citation:* Marzo, Massimiliano; Zagaglia, Paolo (2010) : Lo 'shock' Lehman Brothers: una tempesta dentro la tempesta? L'esperienza degli ETF LYXOR su Euro MTS, Quaderni - Working Paper DSE, No. 703, Alma Mater Studiorum - Università di Bologna, Dipartimento di Scienze Economiche (DSE), Bologna,  
<https://doi.org/10.6092/unibo/amsacta/4538>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/159544>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>

# Lo ‘shock’ Lehman Brothers: una tempesta dentro la tempesta? L’esperienza degli ETF LYXOR su Euro MTS

Massimiliano Marzo e Paolo Zagaglia\*

26 maggio 2010

## Sommario

Questo studio considera l’evoluzione della relazione tra ETF su titoli di stato ed i relativi indici ‘benchmark’ durante il periodo di turbolenza dei mercati iniziato nel 2007. La nostra analisi si concentra sul cambiamento della trasmissione di volatilità in seguito al fallimento di Lehman Brothers. Usiamo dati sui prezzi giornalieri di tre ETF LYXOR su Euro MTS e dei rispettivi indici per stimare tre tipi di modelli di movimenti congiunti o ‘contagio’ tra i mercati: a) modelli BEKK bivariati basati su Engle e Kroner (1995); b) il modello CAViAR di Engle e Manganelli (2004) che permette di applicare il test di Cappiello, Gerard e Manganelli (2005) per il cambiamento nei movimenti congiunti; c) modelli bivariati BEKK ‘strutturali’ riadattati da Rigobon (2003). I nostri risultati suggeriscono che l’evento Lehman non ha avuto implicazioni sulla trasmissione di volatilità tra gli ETF ed i rispettivi indici. Tuttavia l’attitudine alle reazioni estreme degli investitori in entrambi questi segmenti è aumentata.

*“Investors throughout the world accelerated their move into exchange traded funds (ETFs) in the past year, with a significant net increase in ETF sales worldwide contrasting with a large outflow from traditional managed funds.”*

iShares News Release, 28 Giugno 2009

---

\*Marzo: Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna; [massimiliano.marzo@unibo.it](mailto:massimiliano.marzo@unibo.it). Zagaglia: Dipartimento di Scienze Economiche, Università di Bologna e Rimini Centre for Economic Analysis; [paolo.zagaglia@gmail.com](mailto:paolo.zagaglia@gmail.com). Ringraziamo Consultique per averci fornito il dataset usato in questo lavoro. In particolare, Giovanni Pedone ci ha gentilmente fornito preziose spiegazioni e aggiornamenti sui dati. Questo studio è stato prodotto dagli autori per puri scopi accademici senza supporto finanziario da alcuna istituzione di natura privatistica.

## 1 Introduzione

Il periodo di turbolenza dei mercati iniziato nel 2007 ha causato una marcata deteriorazione dei rendimenti di varie classi di assets. In altre parole, il ‘turmoil’ ha permesso di delineare una distinzione netta tra assets ‘vincitori’, la cui performance ha resistito all’onda di avversione al rischio degli investitori, e perdenti, i cui prezzi hanno sofferto da tensioni di vendita. Numerosi commentatori hanno sottolineato come la domanda di Exchange Traded Funds (ETF) sia diventata più sostenuta durante la recente turbolenza.<sup>1</sup>

Il mercato degli ETF propone molti tipi di prodotti i cui segmenti dipendono dal tipo di indice che gli ETF stessi intendono replicare. A seguito del generale riapprezzamento del rischio, la tempesta finanziaria ha indotto gli investitori ad apprezzare il valore della liquidità e ad acquistare titoli di stato come ‘safe heaven’. È quindi rilevante capire come gli ETF che tracciano indici legati ai titoli di stato siano stati affetti dal turmoil.

In questo contributo ci proponiamo di studiare un segmento del meccanismo di formazione dei prezzi degli ETF su titoli di stato Europei durante la turbolenza finanziaria. In particolare ci concentriamo sulla relazione tra i prezzi degli ETF e degli indici sottostanti, e sul modo in cui questa può essere cambiata durante il turmoil. Dopo la fase in cui le tensioni hanno irrotto nei mercati interbancari nell’Agosto 2007, uno dei principali eventi negativi è stato rappresentato dal fallimento della banca di investimenti Lehman Brothers del 15 Settembre 2008. Pertanto ci chiediamo se il fallimento di Lehman abbia indotto una seconda fase di ‘tempesta dentro la tempesta’, e quale sia stato l’impatto di tale evento sulla relazione tra prezzi degli ETF e dei rispettivi indici.

La connessione tra questi due tipi di mercato è una questione rilevante in virtù della diversificazione di portafoglio tipicamente adottata dagli investitori. I partecipanti autorizzati che investono in ETF tipicamente agiscono come ‘market makers’ scambiando quote dell’ETF con gli assets che compongono il fondo. In questo modo, gli investitori forniscono liquidità al fondo e permettono al suo prezzo di approssimare il Net Asset Value (NAV) degli assets detenuti. Queste operazioni di compravendita possono avere influenza sul mercato degli assets e, indirettamente, sulla performance dell’indice che l’ETF intende tracciare. Inoltre, come enfatizzato da Chou e Chung (2005), gli ETF tendono ad essere usati come ‘cash asset’ che guidano i prezzi dei mercati ‘futures’ degli indici. Si tratta di un alto canale indiretto per cui la trasmissione di volatilità o ‘contagio’ tra i prezzi degli ETF possono essere legati agli indici ‘benchmark’.

In questo lavoro usiamo una base di dati che consiste dei prezzi giornalieri di tre ETF LYXOR su Euro MTS e dei rispettivi indici. Per studiare il modo in cui questa forma di contagio è cambiata a seguito del Lehman shock, usiamo tre diversi metodi. Prima di tutto, valutiamo le volatilità e le correlazioni condizionate di ciascuna coppia di ETF-indice usando il modello GARCH multivariato ‘BEKK’ di Engle e Kroner (1995). Notiamo un aumento di incertezza a seguito del fallimento di Lehman che, tuttavia, è soltanto temporaneo e non denota un cambiamento significativo rispetto al periodo precedente.

Il passo successivo consiste nell’investigare i cambiamenti nel pattern di movimenti congiunti dei prezzi. L’idea che consideriamo si basa sull’osservazione che una maggiore tendenza dei prezzi a

---

<sup>1</sup>Si veda, per esempio, Dion (2008) e Jin (2010).

muoversi nella stessa direzione segnala un aumento del contagio tra i mercati. Per questo scopo, abbiamo applicato il metodo semiparametrico proposto da Cappiello, Gerard e Manganelli (2005) che consente di studiare i movimenti per diversi quantili delle distribuzioni dei prezzi. I risultati indicano che il pattern di spillovers tra ETF e indici benchmark sono intaccati dal fallimento di Lehman.

Poiché il modello BEKK di Engle e Kroner (1995) non permette di distinguere le sorgenti di causa dai canali di propagazione degli shocks, abbiamo applicato lo schema di identificazione tramite eteroschedasticità proposto da Rigobon (2003). In altre parole abbiamo stimato una serie di modelli BEKK ‘strutturali’ che permettono di ottenere funzioni di risposta ad impulso per le varianze e covarianze condizionate. Le stime dimostrano come i prezzi sia degli ETF che degli indici siano sottoposti ad un maggiore grado di incertezza, in media, in risposta a variazioni esogene. Inoltre la propensione dei prezzi nei due mercati a covariare tende ad aumentare dopo il fallimento di Lehman. Riassumendo la discussione, possiamo sottolineare che il nostro contributo suggerisce che l’evento Lehman non ha avuto implicazioni sulla trasmissione di volatilità tra gli ETF ed i rispettivi indici. Tuttavia l’attitudine alle reazioni estreme degli investitori in entrambi questi segmenti del mercato è aumentata.

Questo articolo è strutturato nel modo seguente. Il secondo paragrafo presenta alcuni fatti stilizzati usando statistiche descrittive e modelli BEKK bivariati in forma ridotta. Nel terzo paragrafo, presentiamo la metodologia basata sui quantili di Cappiello, Gerard e Manganelli (2005) e discutiamo i risultati. Il quarto paragrafo discute il modello bivariato GARCH strutturale e discute le implicazione per la trasmissione di shocks. Il quinto paragrafo presenta alcune considerazioni conclusive.

## 2 Alcuni fatti stilizzati sul ‘turmoil’

In questo studio, usiamo i dati sui prezzi giornalieri di tre dei principali ETF su titoli di stato italiani e degli indici che ciascun ETF intende replicare. In particolare ci concentriamo su tre prodotti LYXOR legati ad indici Euro MTS. Le denominazioni di questi indici sono contenute nella tabella 1. Sia gli ETF che gli indici sottostanti sono scambiati nella piazza di Milano. I prezzi si riferiscono alla chiusura del mercato alle 17.25. Le serie temporali sono disponibili tra 21/04/2007 e il 26/02/2010, così da catturare pienamente la turbolenza dei mercati prima e dopo il fallimento di Lehman Brothers.

La figura 1 rappresenta l’evoluzione temporale del logaritmo dei prezzi. Dopo il fallimento di Lehman, i prezzi di tutti gli ETF hanno continuato a crescere. Ci sono due interpretazioni per questo fatto. Come è noto, il prezzo degli ETF è funzione del Net Asset Value (NAV) degli assets contenuti nel fondo. Quindi un aumento dei prezzi può segnalare un aumento del valore del fondo. Tuttavia il periodo di turbolenza dei mercati iniziato nella seconda metà del 2007 è stato caratterizzato da politiche monetarie di bassi tassi di interesse, da un’offerta abbondante di titoli di stato soprattutto per le scadenze a lungo termine, e da un’ondata generalizzata di avversione al rischio da parte degli investitori. Questi fattori hanno un impatto di segno contrapposto. In particolare, l’abbondante offerta di titoli di debito a lunga tende a comprimere i prezzi di questi assets e, di conseguenza, anche il valore dei fondi che li includono. Dall’altro lato, l’avversione al rischio induce gli investitori verso assets più liquidati e con prezzi caratterizzati da fluttuazioni minori. In questo senso, la domanda di assets ‘sicuri’ include anche gli ETF su titoli di stato.

La tabella 2 riporta alcune statistiche descrittive per il logaritmo dei prezzi degli ETF e degli indici. Emergono diversi punti di interesse. La prima osservazione è che per tre degli ETF e per tutti gli indici, il prezzo medio dopo il fallimento di Lehman è più alto di quello del periodo precedente. L'asimmetria e la curtosi di tutte le serie temporali aumento a seguito dell'evento Lehman. Questo significa che i prezzi sono caratterizzati da movimenti maggiormente estremi. La figura 2 raffigura la relazione tra il prezzo di ciascun ETF ed il prezzo dell'indice corrispondente in logaritmo. Per tre delle coppie di ETF-indice, la correlazione tra i prezzi è positiva e quasi perfetta, così come ci si aspetterebbe dalla struttura di 'tracking' degli ETF.

Per investigare ulteriormente le proprietà dei movimenti congiunti di ETF e indici, abbiamo impiegato modelli multivariati GARCH che permettono di stimare le volatilità e le correlazioni condizionate delle serie. Poiché siamo interessati alla relazione tra ciascun ETF e l'indice corrispondente, denotiamo con  $x_t$  il vettore dei rendimenti di un ETF e dell'indice. Il rendimento è uguale alla differenza logaritmica dei prezzi tra giornate successive, cioè  $x_t := \log(p_t) - \log(p_{t-1})$ , dove  $p_t$  è il prezzo. Il punto di partenza del nostro approccio consiste nella specificazione della media condizionale

$$x_t = \mu_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\epsilon_t = h_t^{1/2} z_t \quad (2)$$

dove il termine  $\mu_t$  indica la media condizionale del modello,  $\epsilon_t$  è il residuo della regressione multivariata, e  $h_t$  è la matrice di varianze condizionate al set informativo disponibile fino al periodo  $t-1$ . Il modello multivariato per i momenti secondi condizionate è il BEKK-GARCH proposto da Engle e Kroner (1995)

$$H_t = DD' + MH_{t-1}M' + Qz_{t-1}. \quad (3)$$

Poiché il modello 3 per i momenti secondi non contiene informazioni sulla relazione di causalità tra i rendimenti degli ETF e degli indici, le varianze condizionali che produce non sono strutturali, ma si riferiscono ad un modello in forma ridotta.

Le figure 3 e 4 riportano le stime delle volatilità condizionate, rispettivamente, per i rendimenti degli ETF e degli indici. Il modello suggerisce che il fallimento di Lehman ha generato un aumento dell'incertezza nei prezzi sia degli ETF che degli indici. La figura 5 include le stime delle correlazioni condizionate. Nonostante vi sia un'ampia variabilità lungo il campione, il periodo seguente il crash di Lehman appare caratterizzato da una minore stabilità delle correlazioni. A seguito del Lehman shock, i rendimenti delle coppie dei mercati si disgiungono nel breve periodo, nel senso che le correlazioni si muovono in territorio negativo. Tuttavia questo è solo uno sviluppo temporaneo che scompare attorno a Gennaio 2009

### 3 Un'occhiata alle code delle distribuzioni: la scatola dei comovimenti

I metodi statistici impiegati comunemente per studiare i movimenti congiunti sono tipicamente basati sulla correlazione tra i rendimenti di assets, lungo le linee del modello BEKK usato in precedenza. Questi tests sono tipicamente basati sulla presenza di eteroschedasticità condizionale, e sul fatto che le

distribuzioni empiriche dei rendimenti non sono approssimate da distribuzioni normali. La strategia di testing proposta dal Capiello, Gerard e Manganelli (2005) usa metodi semiparametrici per studiare la presenza di movimenti congiunti.

In questa parte dell'articolo, usiamo la notazione seguente. Denotiamo con  $\{r_{i,t}\}_{t=1}^T$  e  $\{r_{j,t}\}_{t=1}^T$  le serie temporali dei rendimenti di ciascun ETF e dell'indice corrispondente. Il termine  $q_{\theta,i}^{r_i}$  è il  $\theta$ -quantile della distribuzione condizionata di  $r_{i,t}$  nel periodo  $t$ .  $F_t(r_i, r_j)$  indica la distribuzione congiunta condizionata dei rendimenti dei due assets, in particolare di ciascun ETF e del corrispondente indice. Inoltre, definiamo le distribuzioni condizionate

$$F_t^-(r_i|r_j) := \text{prob}(r_{i,t} \leq r_i | r_{j,t} \leq r_j) \quad (4)$$

$$F_t^+(r_i|r_j) := \text{prob}(r_{i,t} \geq r_i | r_{j,t} \geq r_j) \quad (5)$$

La probabilità condizionata

$$p_t(\theta) := \begin{cases} F_t^-(q_{\theta,t}^{r_i} | q_{\theta,t}^{r_j}) & \text{se } \theta \leq 0.5 \\ F_t^+(q_{\theta,t}^{r_i} | q_{\theta,t}^{r_j}) & \text{se } \theta > 0.5. \end{cases} \quad (6)$$

può essere usata per sintetizzare le caratteristiche di  $F_t(r_i, r_j)$ . Infatti  $p_t(\theta)$  misura la probabilità che i rendimenti dell'ETF  $i$  sono più bassi del suo  $\theta$ -quantile, condizionando allo stesso evento per l'indice  $j$ .

L'informazione riguardante  $p_t(\theta)$  può essere riassunta nella cosiddetta 'scatola dei movimenti congiunti'. Questa scatola ha la forma di un quadrato i cui lati hanno la misura di un'unità. Lo scopo della scatola è di rappresentare la relazione tra  $p_t(\theta)$  e  $\theta$ . Poiché le proprietà di  $p_t(\theta)$  dipendono dalla distribuzione congiunta delle due serie di rendimenti, le probabilità  $p_t(\theta)$  possono essere calcolate solo attraverso metodi numerici. Capiello, Gerard e Manganelli (2005) suggeriscono che metodi analitici possono essere usati soltanto in tre casi. Quando i rendimenti di un ETF e dell'indice corrispondente sono indipendenti,  $p_t(\theta)$  ha una forma lineare a segmenti con un coefficiente angolare uguale ad uno nel segmento  $\theta \in (0, 0.5)$ , ed uguale a -1 nell'intervallo  $\theta \in (0.5, 1)$ . Nel caso di perfetta correlazione positiva tra  $r_{i,t}$  e  $r_{j,t}$ ,  $p_t(\theta)$  ha la forma di una linea orizzontale in corrispondenza del valore uno. Questo significa che i mercati per i due assets diventano un solo mercato, nel senso che gli shocks al prezzo di un asset vengono trasmessi perfettamente all'altro mercato. Quando vi è perfetta correlazione negativa,  $p_t(\theta)$  è uguale a zero per l'intero dominio di  $\theta$ .

L'impianto statistico di Capiello, Gerard e Manganelli (2005) può essere usato anche per studiare come l'indipendenza tra due mercati è cambiata durante il tempo. In corrispondenza di una certa data di riferimento per un evento, il modello statistico permette di stimare la probabilità condizionata di movimenti congiunti in due periodi consecutivi. Queste probabilità possono essere poi rappresentate graficamente, e differenze nell'intensità di movimenti congiunti possono essere identificate. Questa idea può essere formalizzata in modo intuitivo. Denotiamo con  $p^A(\theta) := A^{-1} \sum_{t < \tau} p_t(\theta)$  e  $p^B(\theta) := B^{-1} \sum_{t < \tau} p_t(\theta)$  le proprietà condizionate medie prima e dopo l'evento oltre il limite  $\tau$ .  $A$  e  $B$  indicano il numero di osservazioni dei due periodi.  $\Delta(\theta, \bar{\theta})$  denota l'area tra  $p^A(\theta)$  e  $p^B(\theta)$ . Contagio o 'spillovers' tra i due assets può essere misurato sull'ipotesi che la trasmissione di shocks tra i prezzi

dei due mercati aumenta se

$$\Delta(\underline{\theta}, \bar{\theta}) = \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} [p^B(\theta) - p^A(\theta)] d\theta > 0. \quad (7)$$

Diversamente dalle misure standard di correlazione, l'uso di  $\Delta(\underline{\theta}, \bar{\theta})$  permette di studiare il cambiamento in dipendenza congiunta attraverso diversi quantili delle distribuzioni bivariate dei prezzi.

La costruzione della scatola dei movimenti congiunti è basata su diversi passi. Innanzitutto, occorre stimare modelli univariati di quantili con variazione temporale usando il modello Conditional Autoregressive Value at Risk (CAViaR) proposto da Engle e Manganelli (2004). Per ciascuna serie e ogni quantile, occorre creare una variabile-indicatore che ha valore 1 se il rendimento è ha valore più basso del quantile, e zero nel caso alternativo. Il passo seguente consiste nello stimare una regressione per la variabile dummy del  $\theta$ -quantile per l'asset  $j$ , con la dummy per l'asset  $i$  come variabile indipendente. La stima del coefficiente di regressione rappresenta una misura della probabilità condizionata di movimento congiunto, e del modo in cui questa cambia nel tempo.

Cappiello, Gerard e Manganelli (2005) dimostrano che la probabilità condizionata media  $p(\theta)$  può essere stimata con la regressione lineare

$$I_t^{r_i, r_j}(\hat{\beta}_\theta) = \alpha_\theta^1 + \alpha_\theta^2 D_t^T + \epsilon_t, \quad (8)$$

dove l'accento circonflesso denota il valore stimato,

$$I_t^{r_i, r_j}(\hat{\beta}_\theta) := I\left(r_{i,t} \leq q_t^{r_i}(\hat{\beta}_{\theta, r_i})\right) \cdot I\left(r_{j,t} \leq q_t^{r_j}(\hat{\beta}_{\theta, r_j})\right) \quad (9)$$

per ogni  $\theta$ -quantile, e  $D_t^T$  è una variabile dummy per il periodo di test  $t > \tau$ . Gli stimatori dei parametri della regressione 8 sono asintoticamente consistenti per la probabilità media condizionata nei due periodi

$$\begin{aligned} \hat{\alpha}_\theta^1 &\xrightarrow{p} E[p_t(\theta)|\text{periodo A}] \equiv p^A(\theta) \\ \hat{\alpha}_\theta^1 + \hat{\alpha}_\theta^2 &\xrightarrow{p} E[p_t(\theta)|\text{periodo B}] \equiv p^B(\theta) \end{aligned} \quad (10)$$

Questo risultato suggerisce un modo per testare l'integrazione tra i mercati dei due assets e per il contagio

$$\begin{aligned} \hat{\Delta}(\underline{\theta}, \bar{\theta}) &= (\#\theta)^{-1} \sum_{\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]} [\hat{p}^B(\theta) - \hat{p}^A(\theta)] \\ &= (\#\theta)^{-1} \sum_{\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]} \hat{\alpha}_\theta^2. \end{aligned} \quad (11)$$

Il termine  $\#\theta$  rappresenta il numero dei termini nella somma.

I quantili con variazione temporale dei rendimenti sono stimati usando il modello CAViaR proposto da Engle e Manganelli (2004). Il modello per i quantili è autoregressivo e prende la forma seguente

$$q_t(\beta_\theta) = \beta_{\theta,0} + \sum_{i=1}^q \beta_{\theta,i} q_{t-i} + \sum_{i=1}^p l(\beta_{\theta,j}, r_{t-j}, \Omega_t), \quad (12)$$

dove  $\Omega_t$  è il set informativo per il periodo  $t$ . I termini autoregressivi dei quantili catturano il cluster di volatilità che caratterizzano le serie temporali. Seguendo Capiello, Gerard e Manganelli (2005), abbiamo stimato il seguente modello CAViaR

$$q_t(\beta_\theta) = \beta_{\theta,0} + \beta_{\theta,1}d_t + \beta_{\theta,2}r_{t-1} + \beta_{\theta,3}q_{t-1}(\beta_\theta) - \beta_{\theta,2}\beta_{\theta,3}r_{t-2} + \beta_{\theta,4}|r_{t-1}|. \quad (13)$$

La variabile dummy  $d_t$  assicura che i periodi precedenti e seguenti l'evento identificativo contengono lo stesso numero di eccedenze dei quantili.

Per studiare la specificazione del modello CAViaR, abbiamo applicato il test DQ test proposto da Engle e Manganelli (2004). L'ipotesi nulla di questo test consiste nella mancanza di autocorrelazione nelle eccedenze dei quantili. Il grafico 6 riporta i valori p per 99 quantili condizionati, insieme con i valori p per un modello di quantili non-condizionati. Le specificazioni con quantili non-condizionati sono rigettate per tutte le coppie ETF-indici sull'intero dominio.

I grafici della figura 7 riportano le stime delle probabilità condizionate di movimenti congiunti per i periodi prima e dopo la dichiarazione di fallimento di Lehman. Le scatole di movimenti congiunti sono calcolate per l'intera distribuzione bivariata dei rendimenti. I grafici indicano anche le bande di confidenza di grandezza  $\pm 2$  volte la deviazione standard attorno alle stime di probabilità.

È possibile proporre due tipi di osservazioni sulla base delle scatole di movimenti congiunti della figura 7. Innanzitutto è evidente che è importante distinguere tra la coda sinistra e la coda destra delle distribuzioni. Infatti la posizione dello stimatore di co-dipendenza per il periodo precedente al fallimento di Lehman rispetto al periodo successivo al fallimento cambia in funzione dei quantili. Il secondo punto rilevante consiste nel fatto che, eccetto che per un limitato numero di quantili, gli indicatori di movimento congiunto prima del crash di Lehman non sono statisticamente diversi da quelli del periodo seguente il fallimento. Questi risultati suggeriscono che lo 'shock' Lehman non ha cambiato il meccanismo di trasmissione tra i prezzi di ciascun ETF e del relativo indice. In altre parole, il grado di segmentazione dei due tipi di mercato è rimasto intatto a seguito del crash di Lehman.

Il passo successivo consiste nel calcolo del test formale di cambiamento di contagio. La tabella 3 riporta i risultati dei test per contagio delle distribuzioni bivariate dei rendimenti. Tutte le statistiche di test hanno segno positivo che indica un aumento dei movimenti congiunti a seguito del fallimento di Lehman. Tuttavia le statistiche del test sono non-significative. Questo significa che, per grandi campioni, non vi è alcun aumento degli spillovers tra mercati in periodi diversi.

#### 4 La trasmissione di volatilità attraverso le lenti di un modello BEKK strutturale

Al fine di capire le relazioni causali tra gli shocks ai rendimenti di ciascun ETF e del corrispondente indice, possiamo generalizzare il modello per la media condizionata nella forma di un vettore autoregressivo (VAR) condizionale

$$Ax_t = \Psi + \Phi(L)x_t + \eta_t \quad (14)$$



dove  $\Psi$  è un vettore di costanti,  $A$  è una matrice di parametri strutturali, e  $\eta_t$  è un vettore di shocks strutturali. Come nelle parti precedenti di questo articolo, facciamo l'ipotesi che le innovazioni strutturali sono caratterizzate da eteroschedasticità condizionata secondo il modello BEKK

$$h_t = CC' + Gh_{t-1}G' + T\eta_{t-1}. \quad (15)$$

Per capire lo spirito del nostro esercizio, intendiamo sottolineare come i regressori inclusi nel modello per la media condizionata, in particolari i rendimenti degli assets, non sono esogeni. In altre parole, senza ipotesi aggiuntive, il modello non permette di identificare l'origine degli shocks, e di isolare il meccanismo di trasmissione delle innovazioni. Per identificare le relazioni causali, possiamo sfruttare la presenza di eteroschedasticità condizionata seguendo l'approccio originariamente proposto da Wright (1928) e recentemente generalizzato da Rigobon (2003).<sup>2</sup>

L'approccio con eteroschedasticità all'identificazione si basa sull'uso della variazione temporale della volatilità come una sorgente esogena di cambiamento delle variabili endogene. Al fine di evidenziare questo aspetto, si consideri la forma ridotta del modello VAR

$$x_t = c + F(L)x_t + v_t \quad (16)$$

La matrice di varianza-covarianza è una combinazione della matrice di varianza-covarianza degli shocks strutturali

$$H_t = Bh_tB' \quad (17)$$

$$H_t = BCCB' + BGh_{t-1}G'B' + BT\eta_{t-1}\eta'_{t-1}T'B' \quad (18)$$

In questa formulazione, la matrice di varianza-covarianza delle innovazioni in forma ridotta dipende dalle innovazioni strutturali, che sono sconosciute all'econometrico. Tuttavia, possiamo usare le relazioni precedenti per scrivere

$$\eta\eta' = Av_tv_t'A' \quad (19)$$

e per rappresentare le varianze delle innovazioni in forma ridotta

$$H_t = BCCB' + BGAH_{t-1}A'G'B' + BTA v_{t-1}v'_{t-1}A'T'B'. \quad (20)$$

Data un'ipotesi sulla distribuzione delle innovazioni, la forma ridotta del modello può essere usata per calcolare la funzione di verosimiglianza. Per la massimizzazione numerica globale di questa funzione, usiamo il metodo di simulated annealing.

A seguito della stima del modello è possibile calcolare funzioni di risposta ad impulso. Nei modelli GARCH strutturali, queste funzioni di risposta rappresentano l'impatto che uno shock esogeno al prezzo di un asset genera sui momenti secondi condizionati delle variabili del sistema. Diversamente dalle risposte ad impulso per un modello VAR con innovazioni omoschedastiche, le risposte ad impulso di

---

<sup>2</sup>Questo approccio all'identificazione è viene impiegato in una vasta letteratura che include, tra gli altri, Forbes e Rigobon (2002), Rigobon e Sack (2003) e Spargoli e Zagaglia (2008).

un GARCH strutturale dipendono sia dalla grandezza dello shock, sia dal periodo nel quale lo shock esogeno viene realizzato. Questo accade perché il modello include le innovazioni in forma quadratica. Pertanto, diversamente dai modelli VAR standard, l'impatto di uno shock non è proporzionale alla grandezza dello shock stesso. La conseguenza diretta di queste proprietà è che il modello GARCH strutturale produce una distribuzione di risposte ad impulso per ciascun shock. Per rendere operativa la misurazione delle innovazioni, abbiamo usato il concetto di volatility impulse response function (VIRF) proposta da Hafner e Herwatz (2006). La funzione di risposta ad impulso del modello può essere scritta come

$$V_t(\xi_0) = E(\text{vech}(H_t)|\xi_0, I_{t-1}) - E(\text{vech}(H_t)|I_t) \quad (21)$$

La risposta nel periodo  $t$  delle varianze e covarianze a seguito di uno shock  $\eta_t$  in  $t = 0$  è denotato come  $V_t(\epsilon_0)$ . Questa risposta è uguale alla differenza, condizionata all'insieme informativo  $I_{t-1}$  nel periodo  $-1$  e allo shock  $\eta_0$ , della varianza o covarianza al periodo  $t$  dal valore atteso condizionato all'informazione del periodo precedente.

Abbiamo stimato BEKK strutturali bivariati usando i dati giornalieri per i rendimenti di ciascun ETF e del corrispondente indice. I valori stimati dei parametri sono riportati nella tabella 4. Quasi tutti i parametri sono statisticamente significativi. La figura 8 contiene le stime delle volatilità strutturali ed in forma ridotta. Due osservazioni possono essere proposte. Il primo risultato rilevante consiste nel fatto che le volatilità strutturali sono tipicamente più basse delle volatilità in forma ridotta. Questo indica che il legame tra i mercati degli ETF e degli indici contribuisce ad amplificare la variabilità dei prezzi degli assets. Il secondo punto di interesse è che, a differenza delle volatilità in forma strutturale, le volatilità in forma ridotta sono amplificate per la maggioranza delle coppie di assets. L'eccezione a questa osservazione è rappresentata da XXX, inclusa nel pannello (a). La figura 9 riporta il pattern temporale delle correlazioni strutturali. Il confronto con le correlazioni in forma ridotta suggerisce che i legami tra i mercati degli ETF e degli indici attutiscono il movimento congiunto dei prezzi. In particolare, le correlazioni strutturali sono sempre più alte, in valore assoluto, delle correlazioni in forma ridotta. Questo risultato può essere interpretato come un'indicazione del fatto che gli investitori trattano i mercati degli ETF in modo disgiunto rispetto ai mercati degli indici quando detengono entrambi questi tipi di assets. Per capire il cambiamento nelle modalità di trasmissione degli shocks alla volatilità, riportiamo le medie delle distribuzioni delle volatility impulse response functions prima e dopo la data di fallimento di Lehman Brothers nella figura 10. A seguito del crash di Lehman, l'impatto sulla volatilità di uno shock esogeno amplifica l'incertezza sui rendimenti degli ETF e degli indici. Tuttavia, con lo shock di Lehman, la propensione marginale al movimento congiunto dei prezzi degli ETF e degli indici aumenta.

## 5 Conclusioni

Questo lavoro rappresenta un'investigazione sulla relazione tra ETF su titoli di stato ed i relativi indici 'benchmark' durante il periodo di turbolenza dei mercati iniziato nel 2007. Consideriamo la significatività del fallimento di Lehman Brothers come un evento che introduce una seconda fase della turbolenza di mercato. La nostra applicazione impiega dati sui prezzi giornalieri di tre ETF LYXOR

su Euro MTS e dei rispettivi indici per stimare tre tipi di modelli di movimenti congiunti o 'contagio' tra i mercati. I risultati indicano che l'evento Lehman non ha avuto implicazioni sulla trasmissione di volatilità tra gli ETF ed i rispettivi indici. Tuttavia l'attitudine alle reazioni estreme degli investitori in entrambi questi segmenti è aumentata.

A nostra conoscenza, questo è il primo contributo che valuta l'effetto del turmoil sul mercato degli ETF in modo quantitativo e sistematico. Il nostro studio rappresenta il punto iniziale per estensioni ulteriormente interessanti. Il primo punto sul quale sarebbe importante costruire lavori successivi riguarda la spiegazione dei nostri risultati. In particolare, occorrerebbe capire il ruolo del rischio di liquidità per la limitata trasmissione di shocks tra ETF ed indici benchmark. Vorremmo sottolineare che, in un lavoro in fase di svolgimento, ci concentriamo su questo problema. Possiamo anche considerare il problema degli spillovers tra rendimenti di ETF. Come ultimo punto, la letteratura guadagnerebbe comprensione degli sviluppi correnti di mercato da uno studio su classi addizionali di ETF, per esempio sugli ETF basati su azioni e su materie prime.

## Riferimenti bibliografici

- Cappiello, Lorenzo, Bruno Gerard, e Simone Manganelli (2005), “Measuring comovements by regression quantiles,” *ECB Working Paper* 501.
- Chou, Robin K., e Huimin Chung (2005), “Decimalization, Trading Costs, and Information Transmission between ETFs and Index Futures”, *Journal of Futures Markets*, 26(2), 131–151.
- Dion, Don (2008), “What the Market Turmoil Means for ETF Investors ,” *Seeking Alpha*, disponibile online sul sito <http://seekingalpha.com/article/99563-what-the-market-turmoil-means-for-etf-investors>.
- Engle, R. F., e F. K. Kroner, “Multivariate simultaneous generalized ARCH”, *Econometric Theory*, 11, 122–150.
- Engle, Robert, e Simone Manganelli (2004), “CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by regression quantiles,” *Journal of Business e Economic Statistics*, 22, 367–381.
- Forbes, Kristin J., e Roberto Rigobon (2002), “No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements,” *Journal of Finance*, 57, 2223–2261.
- Jin, Hao (2010), “Using ETFs During Times of Turmoil,” *Seeking Alpha*, disponibile online sul sito <http://seekingalpha.com/article/188537-using-etfs-during-times-of-turmoil>.
- Rigobon, Roberto (2003), “Identification through Heteroskedasticity,” *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 777–792.
- Rigobon, Roberto, e Brian Sack (2003), “Measuring the Reaction of Monetary Policy to the Stock Market,” *Quarterly Journal of Economics*, 118(2), 639–669.
- Spargoli, Fabrizio, e Paolo Zagaglia (2008), “The comovements Along the Forward Curve of Natural Gas Futures: A Structural View,” *Journal of Energy Markets*, 1(3), 23–47.
- Wright, Peter (1928), *The Tariff on Animal and Vegetable Oils*, The institute of Economics, The Macmillan Company, New York.

Tabella 1: Caratteristiche degli ETF e degli indici

| Identificativo | Nome in Bloomberg                             |
|----------------|---|
| EM13           | LYXOR ETF Euro MTS 1-3Y                       |
| EMTXART        | Euro MTS 1-3 Years Index Level                |
| EM35           | Lyxor ETF Euro MTS 3-5Y                       |
| EMTXBRT        | Euro MTS 3-5 years Index Level                |
| EMI            | Lyxor ETF Euro MTS Inflation Linked           |
| EMTXIGC        | Euro MTS Inflation Linked Level Closed Fixing |

Tabella 2: Statistiche descrittive dei rendimenti

|         | Prima del fallimento di Lehman |           |         |         | Dopo il fallimento di Lehman |           |         |         |
|---------|--------------------------------|-----------|---------|---------|------------------------------|-----------|---------|---------|
|         | Media                          | Dev. std. | Asim.   | Curtosi | Media                        | Dev. std. | Asim    | Curtosi |
| ETF     |                                |           |         |         |                              |           |         |         |
| EM13    | 4.6526                         | 0.0187    | -0.2272 | 2.0481  | 4.7392                       | 0.0182    | -0.8525 | 2.6879  |
| EM35    | 4.7122                         | 0.0221    | -0.1683 | 1.9657  | 4.8191                       | 0.0251    | -0.6016 | 2.4836  |
| EMI     | 4.6541                         | 0.0281    | -0.4225 | 1.8066  | 4.7160                       | 0.0400    | -0.4438 | 2.0122  |
| Indici  |                                |           |         |         |                              |           |         |         |
| EMTXART | 4.9272                         | 0.0188    | -0.2873 | 1.9510  | 5.0146                       | 0.0192    | -0.7506 | 2.4560  |
| EMTXBRT | 4.9599                         | 0.0222    | -0.1983 | 1.9133  | 5.0663                       | 0.0261    | -0.5606 | 2.3920  |
| EMTXIGC | 5.0848                         | 0.0284    | -0.4011 | 1.7795  | 5.1445                       | 0.0407    | -0.2539 | 1.8225  |

Leggenda: ‘dev. std.’ denota deviazione standard; ‘asim.’ denota coefficiente di asimmetria (momento terzo).

Tabella 3: Test di differenza della coincidenza nelle code tra i periodi precedenti e seguenti il fallimento di Lehman

|                | Coda sinistra: $\theta \leq 0.5$ |   | Coda destra: $\theta \geq 0.5$ |   |
|----------------|----------------------------------|---|--------------------------------|---|
|                | Stat.                            | $\widehat{\delta}(0, 0.5)$<br>Dev. std. | Stat.                          | $\widehat{\delta}(0.5, 1)$<br>Dev. std. |
| EM13 - EMTXART | -1.7555                          | 1.1640                                  | -0.4084                        | 0.3042                                  |
| EM35 - EMTXBRT | -2.2261                          | 1.0650                                  | -1.1980                        | 1.0193                                  |
| EMI - EMTXIGC  | 0.4901                           | 1.1049                                  | -0.2039                        | 0.5711                                  |

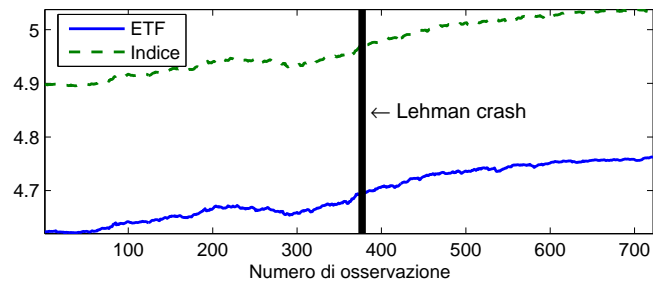
Tabella 4: Stime dei parametri dei modelli BEKK strutturale

| Parametro | EM13 - EMTXART |           | EM35 - EMTXBRT |           | EMI - EMTXIGC |           |
|-----------|----------------|-----------|----------------|-----------|---------------|-----------|
|           | Stima          | $t$ stat. | Stima          | $t$ stat. | Stima         | $t$ stat. |
| $c_{1,1}$ | 0.2908         | 3.6784    | 0.5708         | 2.7094    | 1.3708        | 5.2684    |
| $c_{1,2}$ | 1.0144         | 12.8313   | 0.3570         | 1.5084    | 2.8905        | 4.6080    |
| $c_{2,2}$ | 2.1310         | 26.9553   | 2.4608         | 3.5785    | 2.7900        | 7.2784    |
| $a_{1,2}$ | -4.2570        | -53.8473  | 2.8468         | 2.0312    | 3.5950        | 3.3075    |
| $a_{2,1}$ | 2.8960         | 36.6318   | 1.8961         | 7.6318    | -2.4940       | -3.2049   |
| $g_{1,1}$ | 0.8438         | 10.6733   | -0.7600        | 9.0153    | 0.7502        | 3.2953    |
| $g_{1,2}$ | -0.2194        | -2.7752   | 0.7600         | 2.4137    | -0.2939       | -4.3054   |
| $g_{2,1}$ | -0.1291        | -1.6330   | 0.7600         | 6.2190    | 0.4950        | 3.4094    |
| $g_{2,2}$ | 0.7600         | 9.6133    | -0.7600        | 4.6201    | -0.9033       | -2.1704   |
| $t_{1,1}$ | 0.4715         | 5.9641    | 0.6100         | 3.4309    | 0.4950        | 1.3789    |
| $t_{1,2}$ | 0.2745         | 3.4722    | 0.7745         | 6.0121    | 0.4859        | 2.2082    |
| $t_{2,1}$ | 0.2399         | 3.0345    | 0.2935         | 4.0922    | 0.3481        | 1.3081    |
| $t_{2,2}$ | 0.3840         | 4.8573    | 0.5945         | 4.8022    | 0.4985        | 5.5085    |

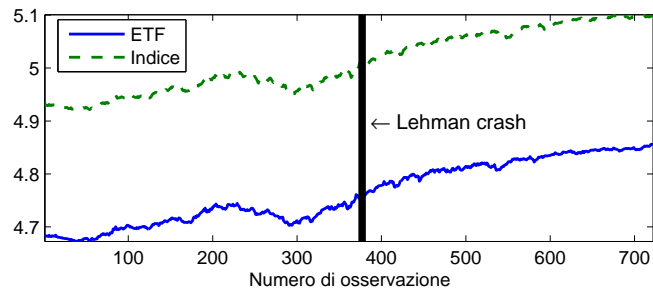


Figura 1: Prezzi degli ETF e degli indici (in logaritmo)

(a) EM13 - EMTXART



(b) EM35 - EMTXBRT



(c) EMI - EMTXIGC

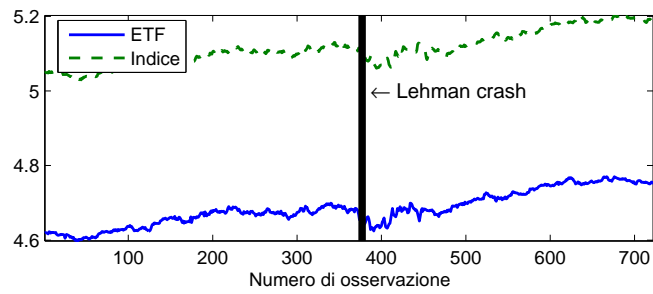


Figura 2: Scatter plots dei prezzi degli ETF e degli indici (in logaritmo)

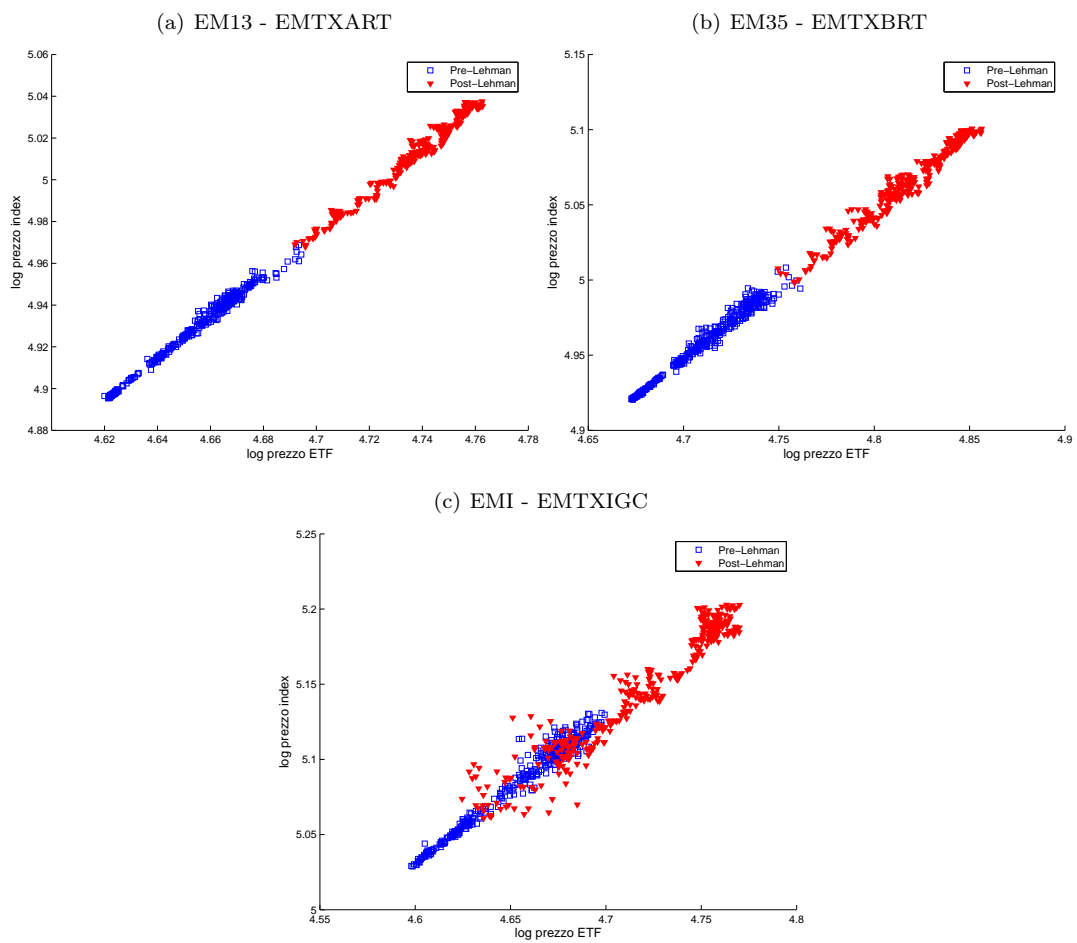


Figura 3: Stime delle volatilità in forma ridotta dei rendimenti degli ETF

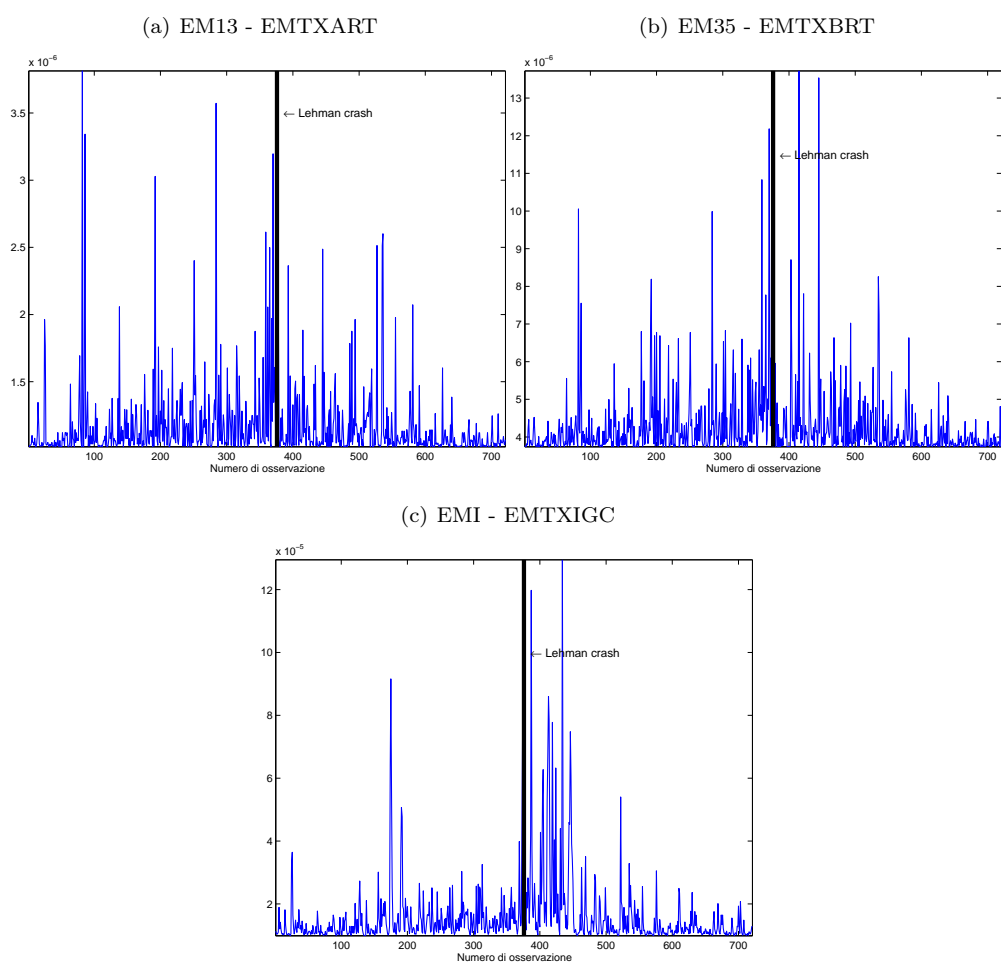


Figura 4: Stime delle volatilità in forma ridotta dei rendimenti degli indici

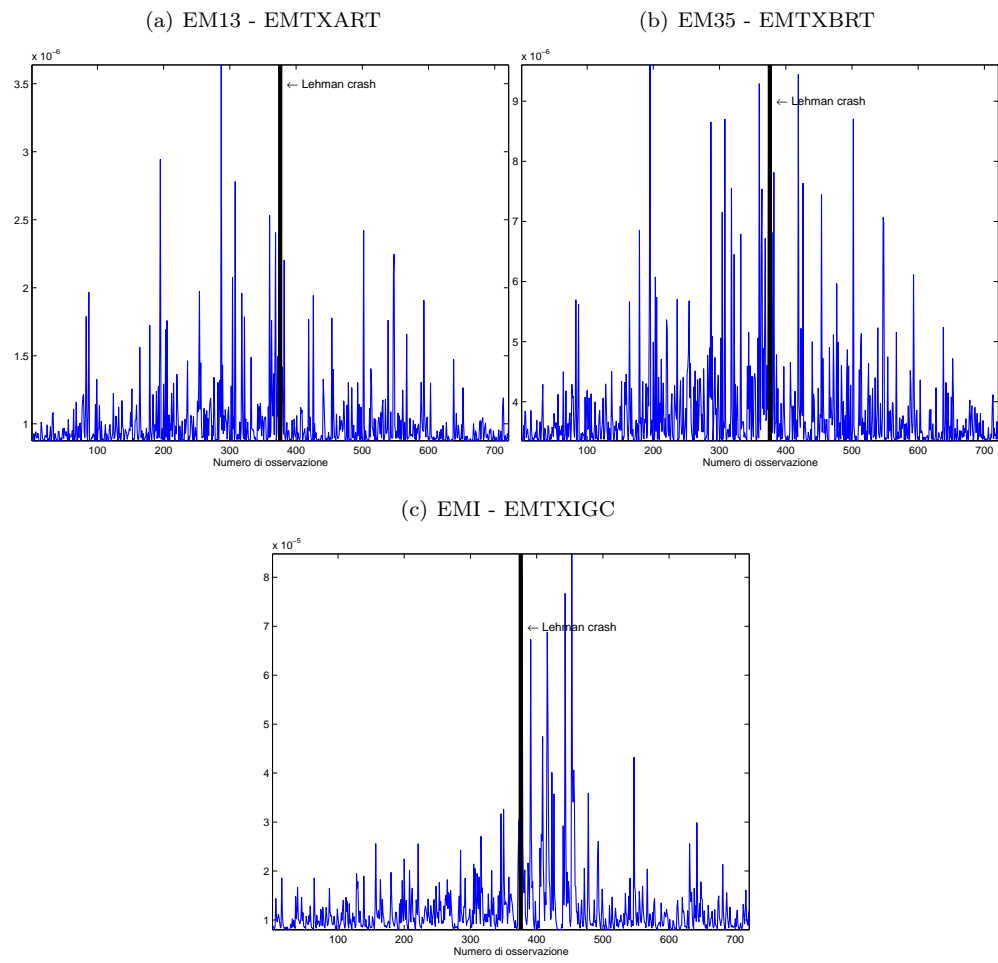


Figura 5: Correlazioni condizionate in forma ridotta tra i rendimenti degli ETF e degli indici

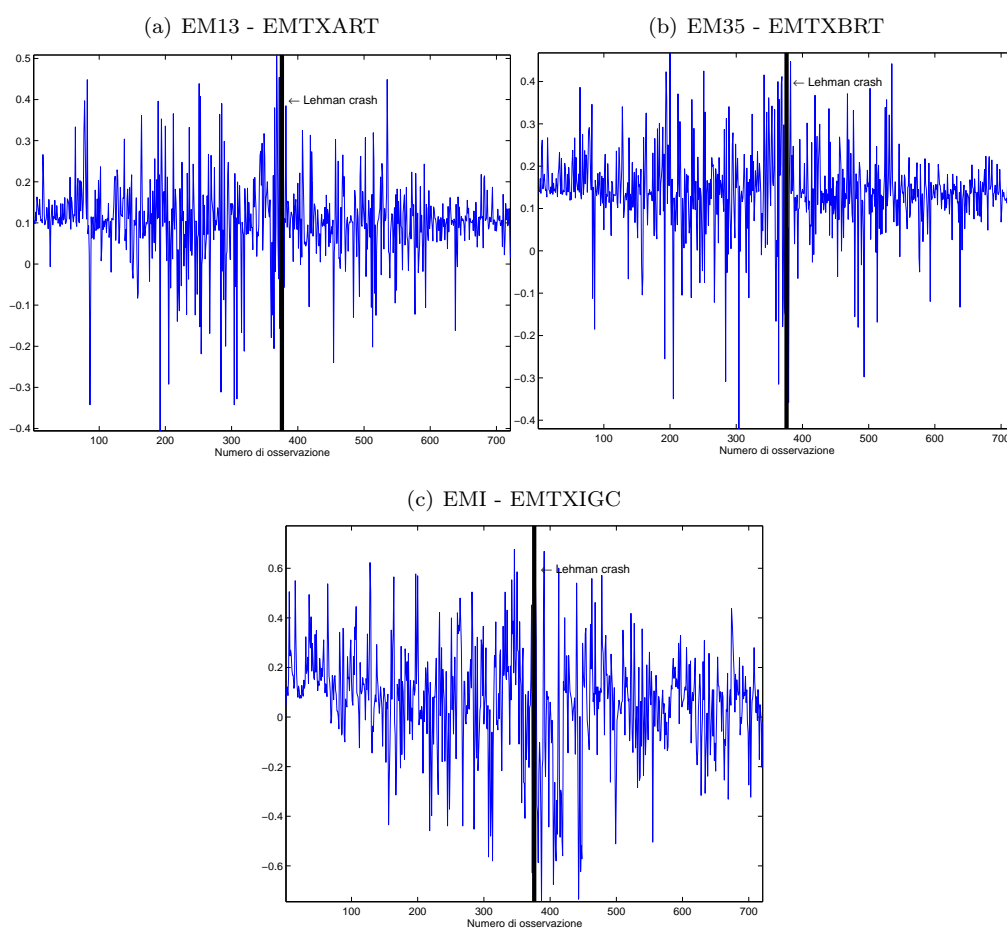


Figura 6:  $p$ -values dei tests di quantile dinamico

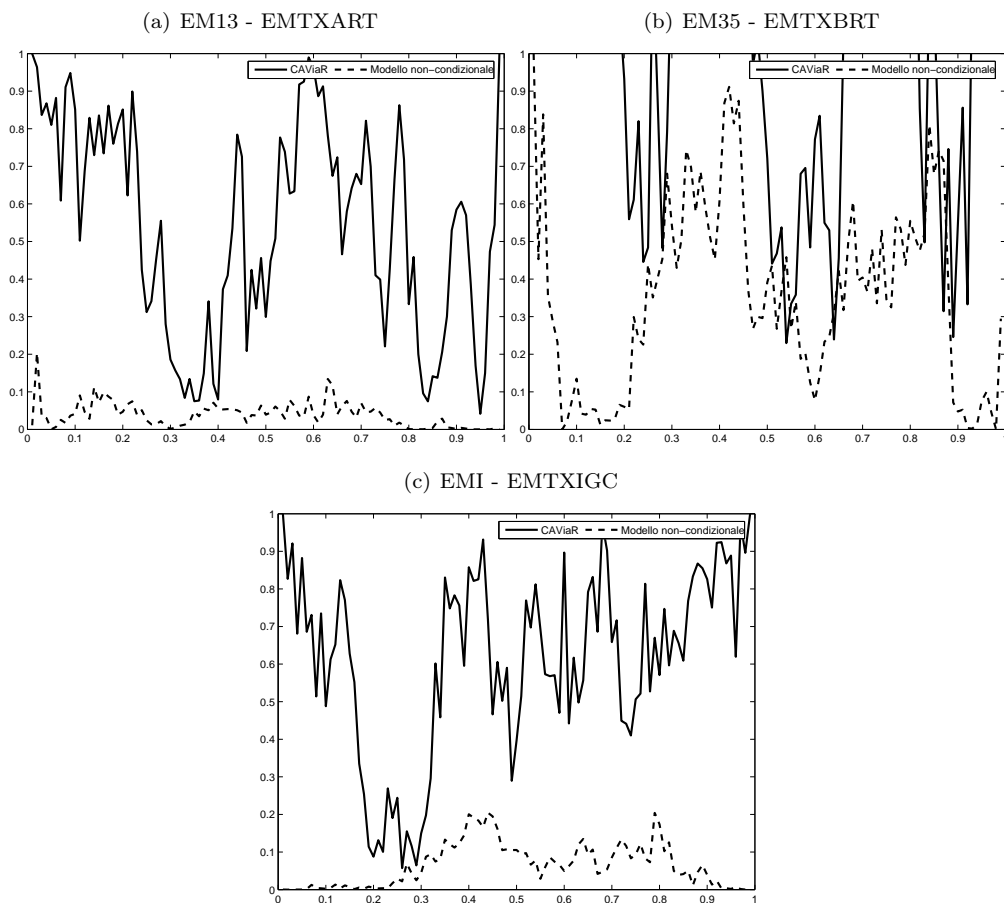
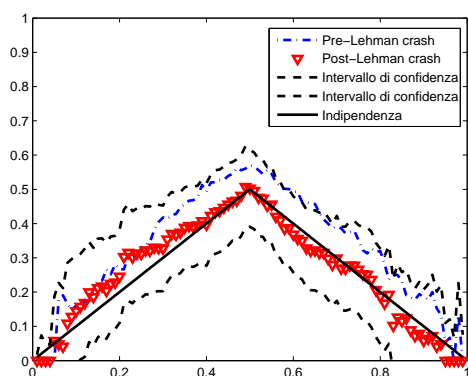
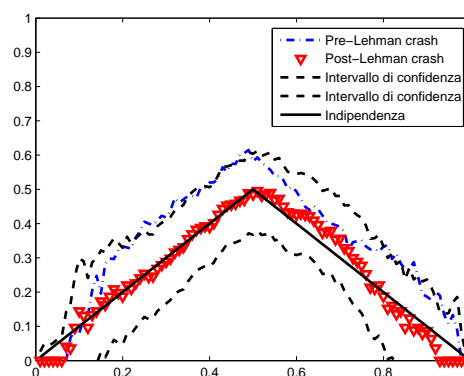


Figura 7: Stime della co-dipendenza alle code delle distribuzioni bivariate

(a) EM13 - EMTXART



(b) EM35 - EMTXBRT



(c) EMI - EMTXIGC

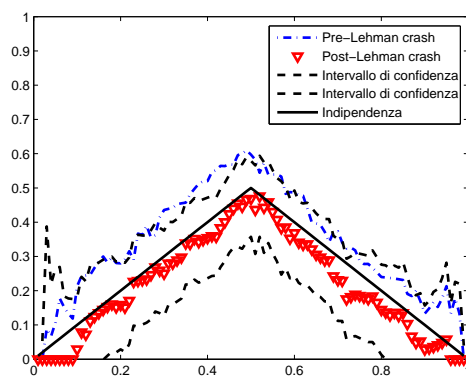


Figura 8: Stime delle volatilità strutturali

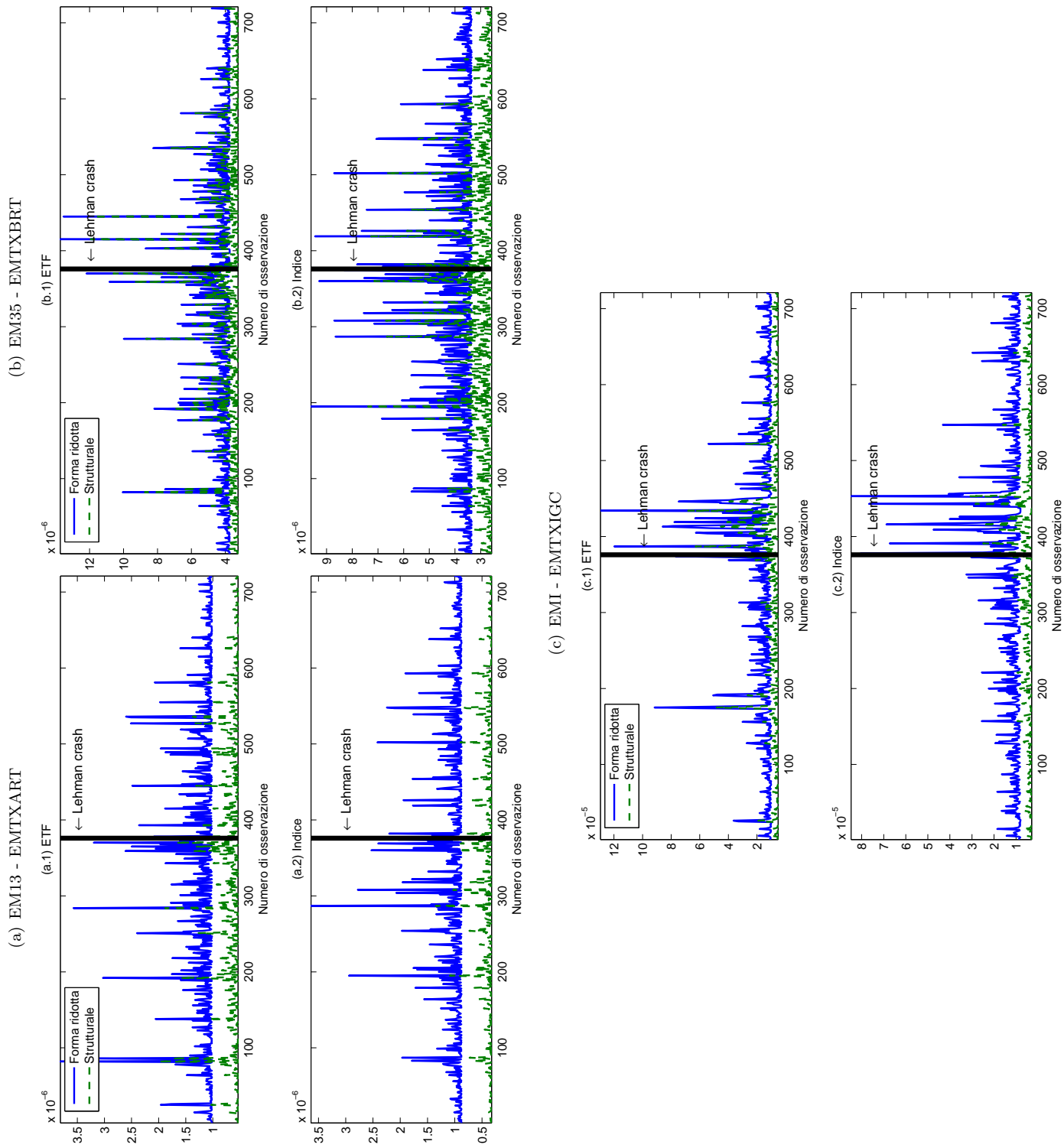




Figura 9: Stime delle correlazioni strutturali

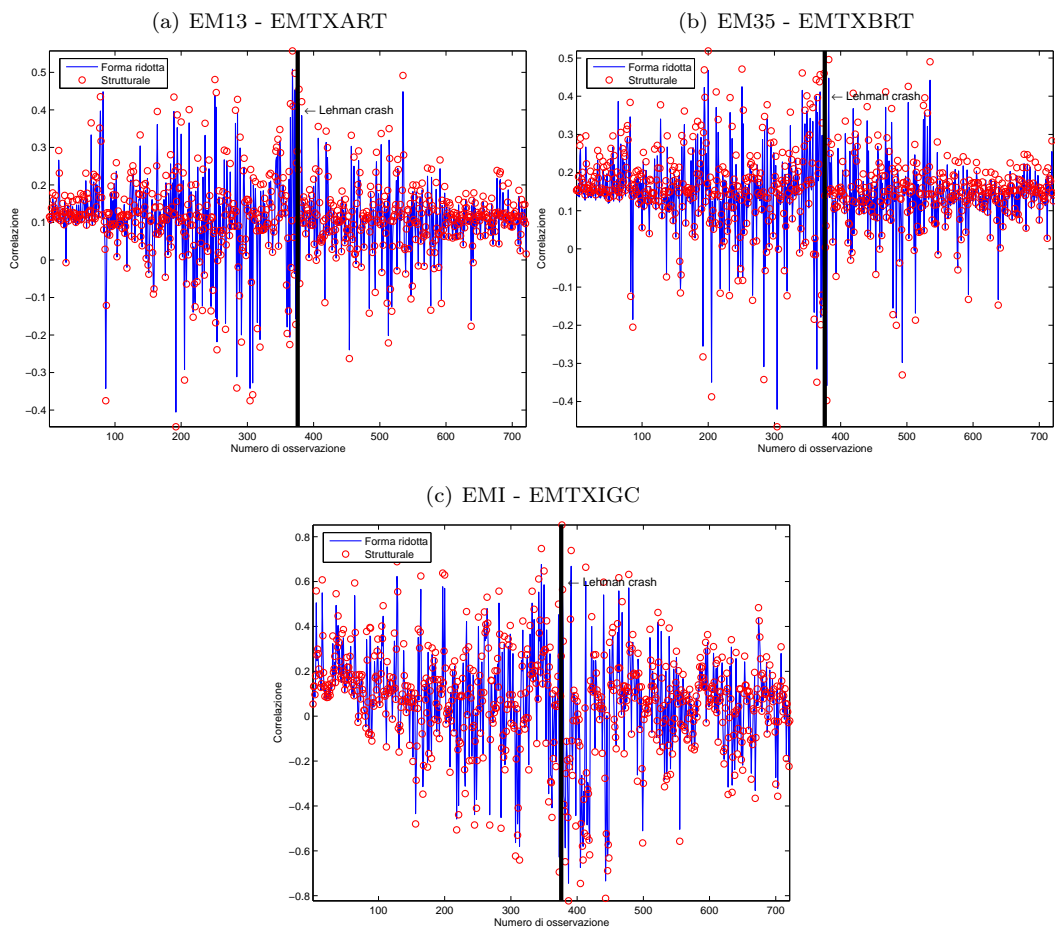
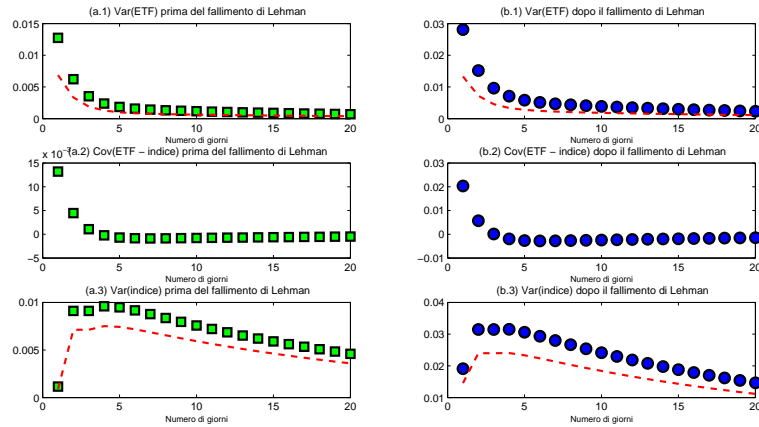
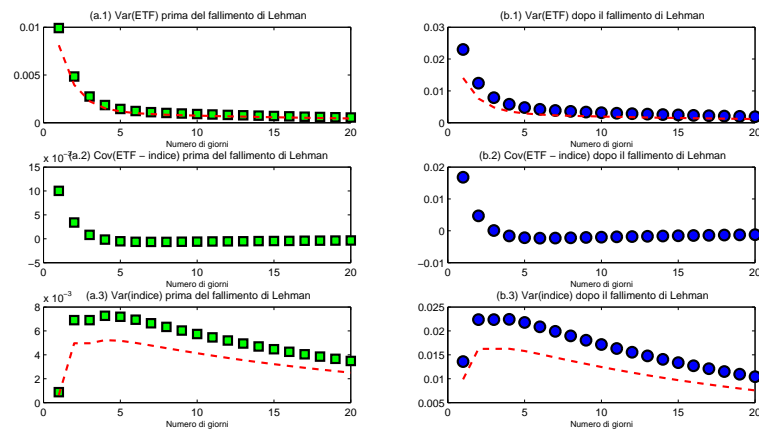


Figura 10: Media delle distribuzioni di risposta ad impulso delle volatilità prima e dopo il fallimento di Lehman (moltiplicate per  $10^3$ ) per i rendimenti degli ETF (denotati da simbolo) e dei relativi indici (denotati da linea tratteggiata)

(a) EM13 - EMTXART



(b) EM35 - EMTXBRT



(c) EMI - EMTXIGC

