

UNIVERSITA' DEGLI STUDI DI PADOVA

FACOLTA' DI SCIENZE STATISTICHE

CORSO DI LAUREA IN

STATISTICA, ECONOMIA E FINANZA

ELABORATO FINALE

**CONTAGIO E INTERDIPENDENZA TRA MERCATI
FINANZIARI: UNA VERIFICA EMPIRICA
UTILIZZANDO INDICI AZIONARI ESPRESSI IN
DOLLARI USA**

Relatore: Ch.mo Prof. Guglielmo Weber

Laureando: Nicolò Schiavon

ANNO ACCADEMICO 2004 - 2005

INDICE

Introduzione	pag 2
1. Il contagio	pag 4
2. Analisi dei dati	pag 6
2.1 Analisi sui rendimenti	pag 8
2.2 Stima di un VAR(1)	pag 12
2.3 Stima di modelli GARCH sui residui del VAR	pag 17
2.4 Aggiunta di esogene nelle stime dei modelli GARCH	pag 20
2.5 Analisi su trasformate delle correlazioni	pag 25
3. Confronti tra dati in valuta USD e dati in valuta locale	pag 28
4. Conclusioni	pag 31
Bibliografia	pag 32
Ringraziamenti	pag 33

INTRODUZIONE

Gli anni '90 sono stati caratterizzati da una serie di gravi crisi finanziarie e valutarie; il crollo del peso messicano nel 1994, la crisi asiatica del 1997, la svalutazione brasiliana del 1999 e il crollo del NASDAQ nel 2000, solo per citarne alcune.

Una delle caratteristiche di queste crisi è che si siano diffuse rapidamente in mercati di differenti regioni nel mondo. Ciò ha attirato l'attenzione di molti studiosi, i quali si sono riferiti a tale particolarità utilizzando il concetto di "contagio".

Nonostante ci sia sostanziale accordo per quanto riguarda gli eventi che hanno costituito esempio di contagio, paradossalmente non ve ne è accordo su una definizione univoca di tale termine.

In questo lavoro utilizzeremo una definizione rigorosa secondo cui si definisce contagio una rottura strutturale nei rapporti tra i vari paesi (associata ad una differente matrice di correlazione), dopo che uno shock ha colpito uno o più paesi.. In base a tale definizione, se due paesi sono caratterizzati da un alto grado di co-movimento durante periodi di stabilità e tale correlazione continua ad essere elevata dopo che uno shock colpisce uno dei due, tali paesi non costituiscono un esempio di contagio. Infatti, se la correlazione non aumenta significativamente, si deve parlare di "interdipendenza"; termine che ci suggerisce forti legami tra le due economie ma che non fa riferimento al fenomeno del contagio.

In letteratura tale distinzione è presentata da Forbes e Rigobon (2002). Essi in particolare adottano una definizione leggermente diversa alla nostra; definiscono contagio un significativo aumento nelle relazioni tra mercati, in seguito ad uno shock.

La definizione adottata nel nostro lavoro ha però importanti vantaggi: primo fra tutti quello di fornire uno schema semplice per verificare la presenza di contagio. E' sufficiente fare un test che paragoni i legami tra i mercati (espressi in termini di coefficienti di correlazione) durante un periodo di stabilità, con quelli rilevabili immediatamente dopo una crisi.

A questo punto è bene spiegare in quale modo andremo a ricercare la presenza di contagio. Noi innanzitutto calcoliamo delle correlazioni *rolling* tra le diverse serie (corrispondenti ai sette indici azionari presi in esame). Per fare ciò consideriamo due finestre contigue della stessa ampiezza (da 40 a 120 giorni, con incremento di 10 giorni per volta). Il "passo" nel muovere le finestre è di un giorno.

A questo punto calcoliamo la differenza semplice tra le matrici appena ottenute e verifichiamo se questa è significativa o meno.

Se la differenza è prossima allo zero significa che le correlazioni calcolate su due finestre contigue sono statisticamente uguali, perciò è da escludere una qualsiasi forma di contagio.

Se invece la differenza è significativa, allora siamo in presenza di una rottura strutturale in termini di correlazione; pertanto, in base alla definizione da noi utilizzata, siamo in una situazione nella quale si è verificato contagio.

La prima fase è stata quindi l'aver fatto i calcoli sulle serie dei rendimenti, come sopra citati.

Successivamente, abbiamo ritenuto di dover considerare le dinamiche nelle medie delle nostre serie; abbiamo perciò calcolato un VAR(1). Con questo procedimento abbiamo espresso ogni variabile (rendimento di un indice in dollari) in funzione di tutte le altre variabili ritardate (inclusa la variabile stessa e con *lag* pari a 1). In questo modo abbiamo ottenuto un modello multivariato autoregressivo con tutte le variabili considerate come endogene. Anche in questo caso abbiamo calcolato le stesse misure di distanza viste precedentemente.

A questo punto ci siamo posti il problema dell'eteroschedasticità, e della conseguente distorsione dei coefficienti stimati. Per giungere ad una soluzione abbiamo ritenuto opportuno stimare dei modelli GARCH-TARCH sui residui del VAR, in modo tale da poter considerare anche la varianza condizionale delle nostre serie. Le correlazioni che calcoliamo sui residui standardizzati sono quindi ottenute considerando l'andamento non costante della volatilità dei vari indici all'interno del nostro campione, e rappresentano perciò in maniera più precisa le relazioni *cross-market* e le loro variazioni. Anche in questo caso abbiamo calcolato le stesse misure di distanza viste precedentemente.

Come ulteriore passo, nelle equazioni GARCH, abbiamo ritenuto utile considerare anche altre variabili (i quadrati dei residui VAR al ritardo precedente) che potessero permetterci di specificare in modo migliore il modello.

Infine abbiamo deciso di utilizzare alcune trasformate delle correlazioni in modo tale da poter ottenere delle serie con distribuzioni note. Abbiamo dunque utilizzato la trasformazione di Fisher; questa ci ha permesso di effettuare test statistici sulla significatività delle differenze tra le matrici delle correlazioni.

I risultati che vi esporremo nel corso di questo lavoro mostreranno chiaramente come in determinati periodi si sia assistito a rotture strutturali nelle relazioni *cross-market* (evidenziate dalle matrici di correlazione). Tali rotture, che riscontreremo sempre in seguito ad uno shock occorso in uno o più paesi, in base alla definizione da noi adottata, rappresentano esempi evidenti di contagio.

CAPITOLO 1

Il contagio

Le tecniche maggiormente utilizzate per misurare la trasmissione degli shock sono quattro: i coefficienti di correlazione, i modelli ARCH e GARCH, le tecniche di cointegrazione e la stima diretta di specifici meccanismi di trasmissione.

La prima metodologia si basa su un confronto tra le correlazioni di diversi paesi durante un periodo di stabilità rispetto ad un periodo successivo ad uno shock. Si testa cioè la presenza di un aumento statisticamente significativo nella correlazione in seguito allo shock stesso. Nella letteratura gli autori che più hanno utilizzato tale metodo sono stati King e Wadhvani (1990) per il crollo del mercato azionario statunitense del 1987. Lee e Kim (1993) hanno esteso questa analisi ai 12 maggiori mercati mondiali e hanno trovato un'ulteriore evidenza di contagio: il coefficiente di correlazione medio passa, in seguito allo shock, da 0.23 a 0.39. Calvo e Reinhart (1996) hanno analizzato l'esistenza di contagio dopo la crisi messicana del 1994. In sintesi ognuno di questi test raggiunge la stessa conclusione: c'è un incremento statisticamente significativo nei coefficienti di correlazione tra i mercati durante il periodo di crisi preso in considerazione, perciò c'è evidenza di contagio.

Il secondo approccio è l'uso di modelli ARCH e GARCH per stimare i meccanismi di trasmissione dei momenti secondi tra paesi. Si tratta di controllare se la volatilità di un mercato si espande ad altre economie, se questa volatilità è il frutto di fattori interni oppure se è influenzata, almeno parzialmente, da fattori internazionali e quindi se cela una qualche forma di contagio. Hamao, Masilis e Ng (1990) hanno utilizzato tale sistema per analizzare il crollo di Wall Street del 1987 e hanno trovato evidenza di *spillover* nella volatilità dei prezzi azionari da New York a Londra e Tokio, e da Londra a Tokio. Edwards (1998) ha esaminato la propagazione della crisi del peso messicano del 1994 attraverso i mercati obbligazionari di Messico, Argentina e Cile mostrando che ci sono stati significativi *spillover* dal Messico verso l'Argentina, ma non verso il Cile.

Tutti i lavori basati su questo approccio arrivano alla medesima conclusione: la volatilità si trasmette attraverso i mercati. Tuttavia non analizzano esplicitamente se tali *spillover* si verifichino in seguito a particolari shock, per cui essi non controllano l'esistenza di contagio per come è stato definito precedentemente.

Il terzo metodo per analizzare i legami *cross-market* si basa sui cambiamenti nel vettore di cointegrazione tra diversi mercati in un lungo arco temporale. Longin e Solnik (1995) hanno considerato sette paesi dal 1960 al 1990 e hanno riportato che la correlazione media, del mercato azionario, tra gli Stati Uniti e gli altri paesi è aumentata di 0.36 in tale periodo. Anche questo approccio non testa esplicitamente la presenza di contagio. Inoltre, poiché si basa su un arco temporale molto ampio, è possibile che le relazioni *cross-market* aumentino in seguito ad innumerevoli ragioni, come, ad esempio, una più elevata integrazione commerciale o una più alta mobilità di capitale. Un ulteriore problema è dato dal fatto che periodi in cui si è verificato contagio potrebbero non essere rilevati, in quanto le correlazioni *cross-market* potrebbero aumentare solo brevemente dopo una crisi.

Nella letteratura sono infine presenti molti lavori che si basano sull'analisi diretta di come fattori differenti possano influenzare la vulnerabilità di un paese alle crisi finanziarie. In uno dei primi lavori basati su questo approccio Eichengreen, Rose e Wyplosz (1996), usando un modello probit su un campione di venti paesi industrializzati (con dati tra il 1959 e il 1993), hanno mostrato come la probabilità di una crisi valutaria in un paese aumenti quando avviene un attacco speculativo in un altro paese e che è più probabile la diffusione del contagio attraverso canali commerciali rispetto a legami macroeconomici.

In conclusione, esiste una varietà di differenti tecniche econometriche per verificare l'esistenza di contagio durante le crisi finanziarie. La trasmissione degli shock è stata misurata tramite modelli probit, modelli GARCH, coefficienti di correlazione *cross-market* e vettori di cointegrazione. E il risultato finale è quasi sempre il medesimo: durante le recenti crisi finanziarie e valutarie c'è evidenza di contagio.

A questo punto sorge un problema, e cioè che l'analisi basata sui coefficienti di correlazioni potrebbe dare risultati distorti a causa della presenza di eteroschedasticità nei mercati. Si potrebbe infatti pensare che per verificare la presenza di contagio basti confrontare i coefficienti di correlazione campionari tra due serie calcolati su due sottoinsiemi di dati; se questi coefficienti risultassero statisticamente differenti si potrebbe concludere che la correlazione non è costante.

In realtà, le conclusioni potrebbero essere influenzate dalla presenza di eteroschedasticità, che tende a produrre stime distorte. Nei mercati si tende infatti a riscontrare una maggiore volatilità in periodi successivi ad una crisi. Inoltre, sebbene il coefficiente di correlazione marginale (che rappresenta la vera relazione *cross-market*) rimanga lo stesso, il coefficiente di correlazione condizionata tende ad aumentare anch'esso. Pertanto, test formali per il contagio potrebbero trovare un incremento significativo nel coefficiente di correlazione condizionata. A questo punto, senza un aggiustamento che tenga conto della eteroschedasticità, sarebbe impossibile dedurre se l'incremento della correlazione condizionata dipenda da un incremento di correlazione marginale o da un incremento della volatilità del mercato.

CAPITOLO 2

Analisi dei dati

I dati utilizzati per le nostre analisi sono i prezzi di chiusura giornalieri dei seguenti indici azionari: Dow Jones (Usa), Nikkei (Giappone), Ipc (Messico), Straits (Singapore), Hang Seng (Hong Kong), Klse(Malesia), Bovespa(Brasile). Abbiamo inoltre considerato le serie giornaliere dei tassi di cambio dei precedenti paesi rispetto al dollaro USA. Il campione parte dal 9-1-1995 e arriva al 29-12-2004.

Dopo aver omogeneizzato sulla medesima scala temporale tutti i dati abbiamo creato i rendimenti logaritmici degli indici azionari sia in valuta locale sia in dollari. Se utilizzassimo i rendimenti espressi in valuta locale si potrebbe verificare un incremento o un'attenuazione nelle relazioni *cross-market* dovuta a variazioni contingenti del tasso di cambio.

Perciò nelle nostre analisi utilizzeremo dati espressi in dollari, in modo tale da poter stimare le correlazioni "al netto" dell'effetto dei tassi di cambio.

Come primo passo riportiamo le serie storiche dei prezzi dei nostri sette indici azionari, per capire con maggior chiarezza con quali dati abbiamo a che fare.

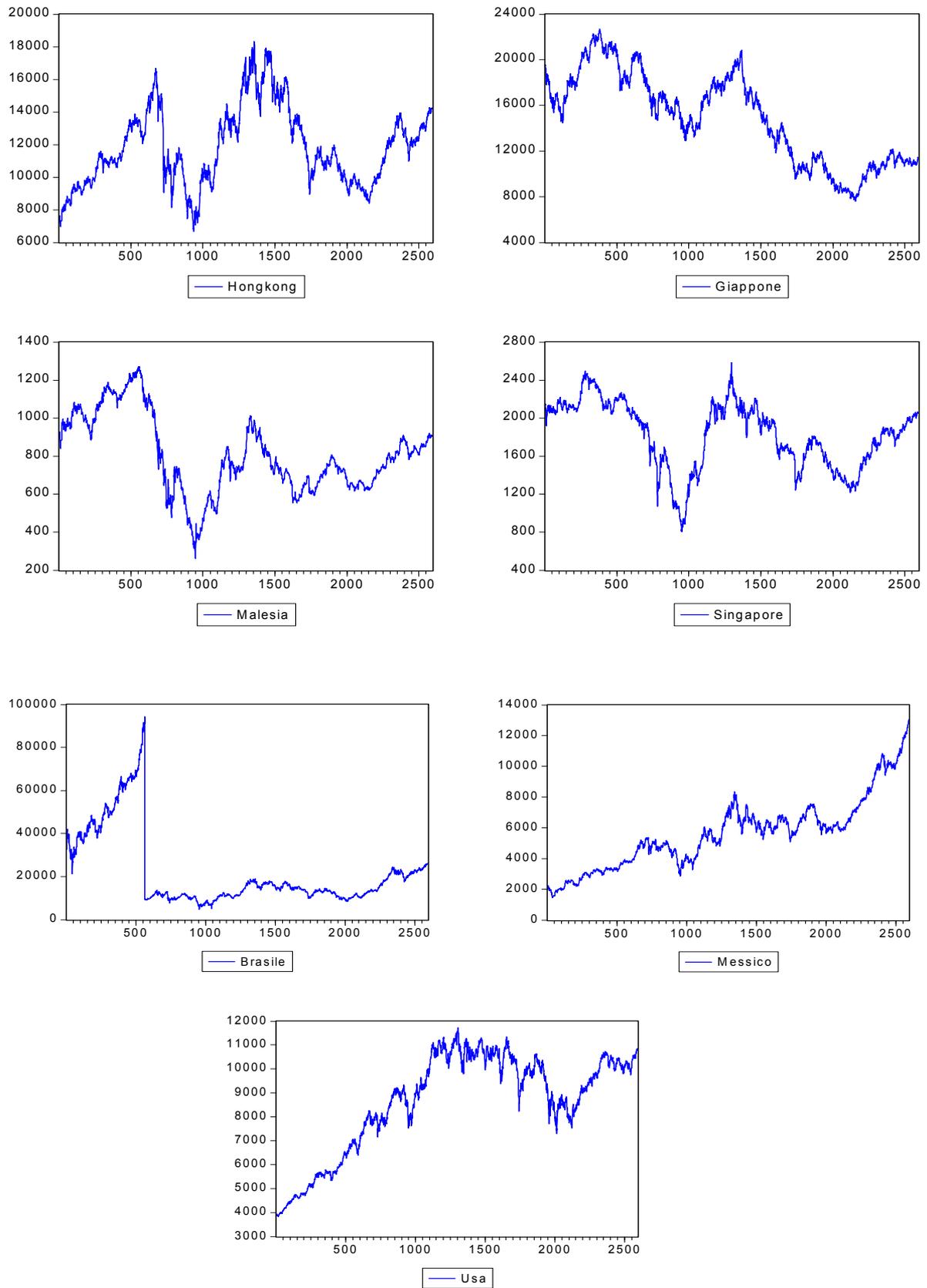


Figura1: serie storiche dei prezzi di chiusura dei sette indici azionari

Da una prima analisi grafica possiamo subito notare come siano presenti dei veri e propri crolli nelle serie dei prezzi; in particolare, gli indici asiatici denotano alcuni crolli nel periodo 1997 – 1998, quello del Messico nel 1997 e quello degli Stati Uniti in seguito all’attentato dell’11 settembre 2001 (solo per citare i maggiori).

Nel seguito del nostro lavoro verificheremo se a tali shock, interni ai singoli paesi, sono corrisposti degli effetti anche a livello internazionale, così da testare la presenza di casi di contagio.

Precisiamo inoltre che prima di effettuare ogni tipo di analisi abbiamo eliminato un *outlier* nella serie storica dell’indice Bovespa (Brasile) in corrispondenza del 23 Aprile 1997.

2.1 Analisi sui rendimenti

Prima di iniziare le nostre analisi sulle correlazioni, ricordiamo innanzitutto come le abbiamo ottenute. Inizialmente abbiamo calcolato delle correlazioni *rolling* su due sottocampioni contigui della medesima ampiezza (in seguito considereremo finestre di 90 osservazioni, ma abbiamo fatto tali analisi su finestre di ampiezze variabili tra 40 e 120). Abbiamo quindi calcolato le differenze semplici tra le matrici appena ottenute, per verificare la significatività di tali differenze che dovrà essere considerata come espressione di una rottura strutturale nelle relazioni tra i vari paesi; e, sulla base della definizione data nell’Introduzione, costituirà un chiaro esempio di contagio.

Le formule che rappresentano quanto scritto sopra sono:

$$R_1(t) = Cor(X_j) \text{ con } j=t-M+1, \dots, t \quad (1)$$

$$R_2(t) = Cor(X_j) \text{ con } j=t+1, \dots, t+M \quad (2)$$

$$D(t) = R_2(t) - R_1(t) \quad (3)$$

con X = matrice di dimensione $T \times K$ che contiene K variabili osservate in T istanti temporali, M = ampiezza della finestra, N = lunghezza del campione. Ricordiamo inoltre che $Cor(X)$ rappresenta un operatore che calcola una matrice di correlazione a partire dalla matrice X . Ricaviamo quindi la serie delle differenze che utilizzeremo per le nostre analisi, $DIFF(t)$:

$$DIFF(t) = \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^i D_{ij}(t) \quad (4)$$

$$D_{ij}(t) = R2_{ij}(t) - R1_{ij}(t) \quad (5)$$

Come primo passo abbiamo analizzato i rendimenti logaritmici espressi in dollari. In questo modo abbiamo voluto “depurare” le informazioni ottenute dai possibili effetti che il tasso di cambio avrebbe potuto avere sulle correlazioni *cross-market* da noi calcolate.

Riportiamo ora i grafici ottenuti:

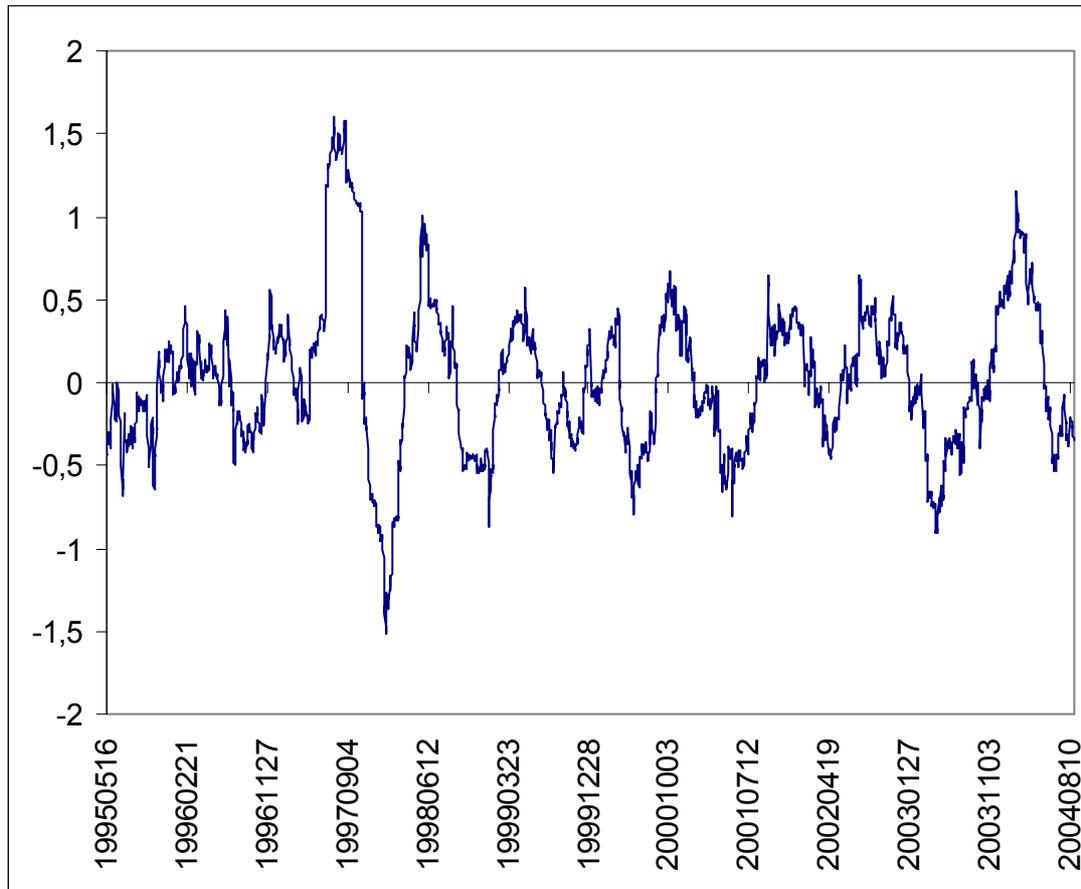


Grafico1: differenze tra le correlazioni dei rendimenti degli indici americani (finestra di ampiezza 90 giorni)

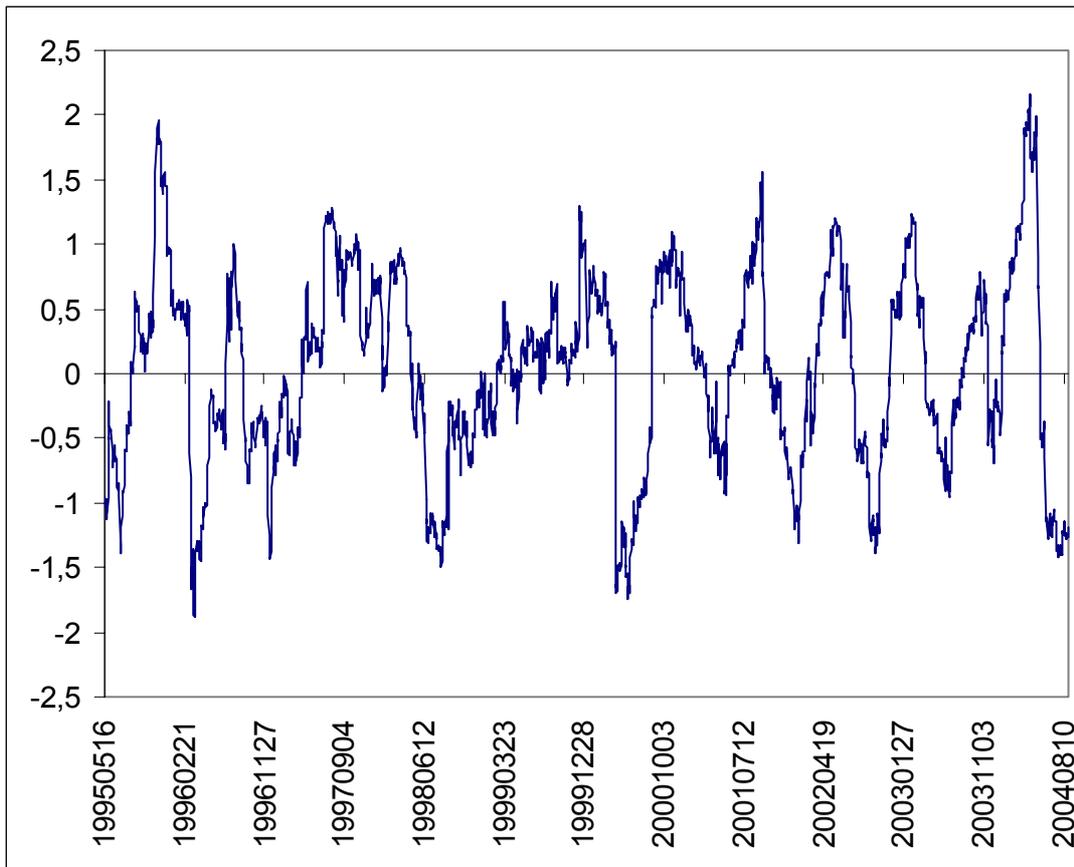


Grafico2: differenze tra le correlazioni dei rendimenti degli indici asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

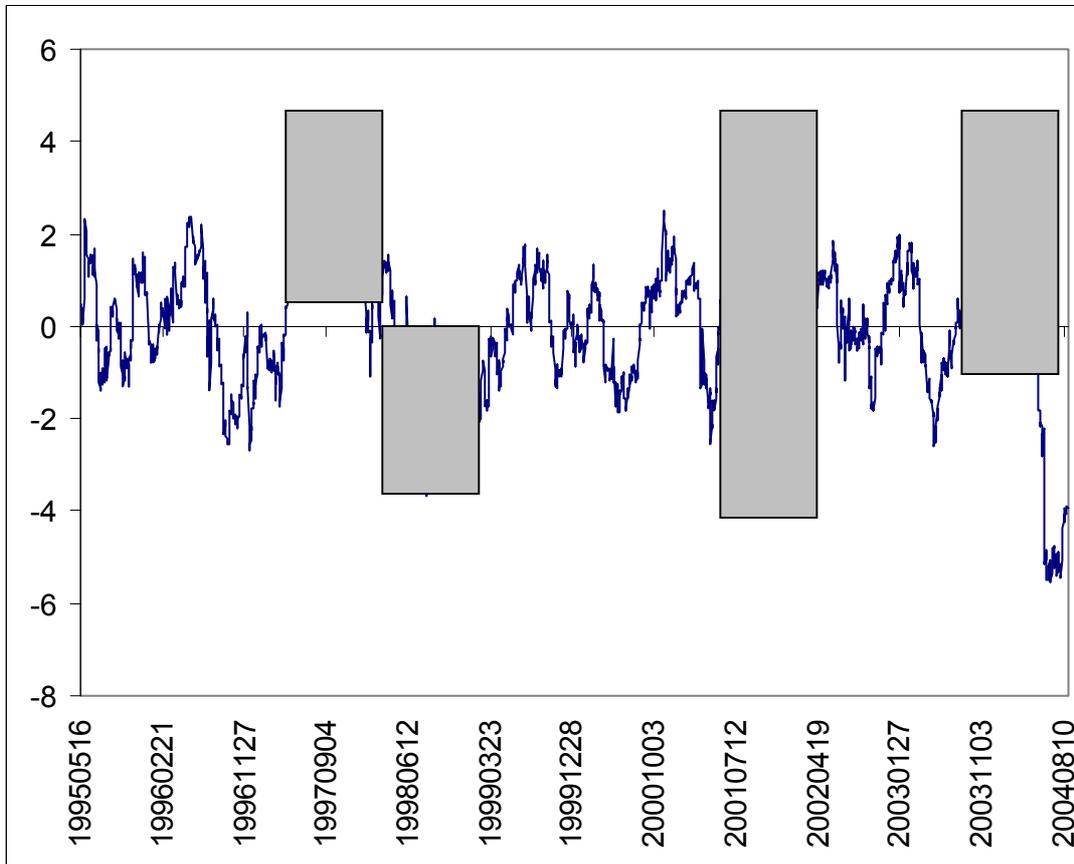


Grafico3: differenze tra le correlazioni dei rendimenti di indici americani e asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

Nell'esame di questi grafici dobbiamo tener presente che essi non prendono in considerazione alcun tipo di modello nè per le dinamiche delle medie nè per quelle delle varianze; pertanto ogni valutazione sarà in qualche modo approssimativa.

L'analisi grafica ci fa subito percepire una notevole differenza tra il mercato asiatico e il mercato americano; il primo presenta molteplici picchi nelle differenze tra le correlazioni (molto spesso di ampiezza maggiore a 1.5), mentre il secondo presenta una quantità nettamente inferiore di picchi (anche in termini di ampiezza).

La valutazione globale dei nostri indici infine ci mostra che i picchi rilevanti dei due mercati sono rilevabili in modo chiaro anche considerando simultaneamente tutte le correlazioni.

Da questi primi grafici abbiamo ricavato informazioni utili per avvallare l'ipotesi di esistenza di contagio in seguito a determinate crisi finanziarie internazionali. E' infatti evidente l'aumento delle differenze tra le correlazioni che si ha fra vari paesi in determinati periodi.

Elenchiamo ora le crisi che potrebbero aver provocato un contagio a livello internazionale, tendendo presente che a tali crisi faremo riferimento anche nelle successive analisi. Notiamo inoltre l'aver evidenziato, mediante rettangoli grigi, i periodi di rotture strutturali riscontrabili in tutte le analisi.

- **CRISI ASIATICA DEL 1997:** tale crisi ha origine nel 1996 quando la Thailandia e altri paesi asiatici decidono di ancorare le proprie valute al dollaro Usa nonostante che il loro partner economico principale sia il Giappone. In seguito all'apprezzamento del dollaro tali paesi perdono la propria competitività; in particolare la Thailandia arriva a svalutare la propria moneta del 20% (in conseguenza anche di altri problemi finanziari all'interno del paese). Tale fatto genera forti dubbi circa la sostenibilità dei tassi di cambio e del debito estero accumulato in quegli anni in molti paesi asiatici, provocando pertanto una crisi generalizzata che ha raggiunto il suo picco alla fine del 1997.
- **CRISI RUSSA DEL 1998:** a metà luglio 1998 la Russia negozia un prestito di 22.6 milioni di dollari USA per cercare di coprire i propri debiti esteri di breve scadenza. Tuttavia gli investitori non lo considerano sufficiente, causando un massiccio deflusso di capitali e pressioni sul tasso di cambio. Infine, il 17 agosto 1998, il governo lascia che il rublo si svaluti.
- **CRISI DELL'AMERICA LATINA DEL 1997-1998:** in tale periodo l'America latina risente fortemente delle crisi finanziarie mondiali. Ciò causa tra l'altro una maggiore

pressione economica conseguente ad una consistente fuga di capitali dai mercati emergenti (tra i quali molti paesi sudamericani). Tale fuga ha la sua origine nel desiderio degli investitori esteri di ridurre la propria esposizione al rischio in seguito alla svalutazione del rublo e alla insolvenza dei debiti della Russia, di cui si è detto sopra.

- **CRISI AMERICANA DEL 2001:** in seguito al noto attentato alle Torri Gemelle dell'11 settembre 2001 il mercato statunitense crolla, con importanti ripercussioni su quasi tutti i principali mercati mondiali.
- **CRISI ASIATICA DEL 2003:** nell'estate 2003 gli Stati Uniti accusano la Cina ed altri paesi asiatici per le loro politiche di svalutazione delle valute locali, attuate in modo tale da favorire l'esportazione dei propri prodotti. All'inizio di settembre il segretario del dipartimento del tesoro americano, in viaggio in Asia, torna alla carica, esortando la Cina a lasciare che il mercato fissi il valore della sua moneta. Queste problematiche causano instabilità nei mercati asiatici nell'autunno del 2003, in quanto si teme la cessazione delle politiche di svalutazione delle monete locali, con una conseguente perdita di competitività nelle proprie esportazioni.

2.2 Stima di un VAR(1)

L'apparato metodologico impiegato per questa analisi si basa sulla specificazione di un modello autoregressivo vettoriale (VAR), ossia un sistema di equazioni apparentemente non collegate, nel quale viene rappresentata l'intera struttura delle correlazioni dinamiche tra le variabili di interesse. In tale tipologia di modelli, e diversamente dai sistemi ad equazioni simultanee, tutte le variabili assumono natura endogena. Da un punto analitico si consideri un vettore di serie y_t per il quale assumiamo l'esistenza di una rappresentazione autoregressiva vettoriale (VAR) di ordine finito. Tale assunzione è pienamente legittima non solo per serie vettoriali stazionarie, ma anche per variabili integrate in presenza di relazioni di cointegrazione.

Il modello VAR di ordine finito (k) è consuetamente rappresentato come:

$$y_t = \Phi d_t + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_k y_{t-k} + \varepsilon_t + \varepsilon_t \sim \text{VWN}(0, \Sigma), \quad (6)$$

dove le matrici A_i , contenenti i coefficienti autoregressivi, sono quadrate e di dimensione n , mentre d_t è un vettore di variabili esogene o deterministiche appropriate. L'equazione soprastante descrive il comportamento di ogni singola componente del vettore y_t come guidato dal passato della variabile stessa e dal passato di tutte le altre variabili del processo.

Peraltro, legami simultanei tra le endogene esistono anche all'interno di un VAR e sono "nascosti" nella matrice di varianza/covarianza dei termini di errore, che è, in generale, una matrice non diagonale; un processo VAR può quindi essere visto anche come sistema di equazioni apparentemente non collegate (modello SUR; Zellner, (1962)).

Se non si impongono restrizioni sullo spazio parametrico il modello VAR (1) può facilmente essere stimato per mezzo dei minimi quadrati ordinari (OLS).

I risultati ottenuti sono i seguenti:

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
USD_REND_BRA				
usd_rend_bra(-1)	0.09095	0.01956	4.651	0.000
costante	0.00030	0.00053	0.556	0.578
USD_REND_MEX				
usd_rend_mex(-1)	0.06133	0.02218	2.765	0.006
usd_rend_usa(-1)	0.10917	0.04183	2.610	0.009
usd_rend_hk(-1)	-0.05489	0.02462	-2.230	0.026
costante	0.00040	0.00041	0.975	0.330
USD_REND_USA				
costante	0.00040	0.00022	1.836	0.066
USD_REND_HK				
usd_rend_bra(-1)	0.03186	0.01376	2.315	0.021
usd_rend_mex(-1)	0.10023	0.01843	5.437	0.000
usd_rend_usa(-1)	0.46303	0.03198	14.478	0.000
usd_rend_hk(-1)	-0.05846	0.02065	-2.831	0.005
usd_rend_jp(-1)	-0.04276	0.02016	-2.121	0.034
usd_rend_mal(-1)	0.05227	0.01682	3.108	0.002
costante	0.00002	0.00031	0.076	0.939
USD_REND_JP				
usd_rend_mex(-1)	0.08194	0.01676	4.888	0.000
usd_rend_usa(-1)	0.29699	0.03169	9.371	0.000
usd_rend_jp(-1)	-0.07271	0.01932	-3.763	0.000
usd_rend_mal(-1)	0.05548	0.01631	3.401	0.001
costante	-0.00039	0.00031	-1.252	0.211
USD_REND_SING				
usd_rend_mex(-1)	0.06480	0.01482	4.372	0.000
usd_rend_usa(-1)	0.31809	0.02806	11.338	0.000
usd_rend_jp(-1)	-0.03520	0.01789	-1.968	0.049

Capitolo 2

usd_rend_sing(-1)	0.09848	0.02161	4.557	0.000
usd_rend_mal(-1)	0.06036	0.01552	3.889	0.000
costante	-0.00021	0.00027	-0.776	0.438
USD_REND_MAL	0.33172	0.03428	9.678	0.000
usd_rend_usa(-1)	0.06527	0.02808	2.325	0.020
usd_rend_sing(-1)	0.05668	0.02113	2.683	0.007
usd_rend_mal(-1)	-0.00028	0.00038	-0.747	0.455
costante	0.09095	0.01956	4.651	0.000

Tabella1: coefficienti ottenuti dalla regressione VAR

Da una prima analisi possiamo rilevare che tutti gli indici asiatici hanno come variabili esplicative gran parte delle altre variabili, mentre gli indici americani non hanno molte esplicative significative; per l'equazione del Dow Jones ad esempio abbiamo mantenuto solamente la costante (in modo da garantirci la media pari a zero).

Notiamo inoltre l'influenza che ha il Dow Jones sui mercati di tutto il mondo; esso è presente in tutte le equazioni degli indici presi in considerazione (ad eccezione del solo brasiliano).

Riportiamo adesso i coefficienti R^2 delle equazioni considerate singolarmente:

USD_REND_BRA	
R-squared	0.0083
USD_REND_MEX	
R-squared	0.0106
USD_REND_USA	
R-squared	0.0000
USD_REND_HK	
R-squared	0.1601
USD_REND_JP	
R-squared	0.0758
USD_REND_SING	
R-squared	0.1134
USD_REND_MAL	
R-squared	0.0457

Tabella2: R^2 delle singole equazioni del modello VAR

Appare evidente come le equazioni che spiegano una percentuale maggiore della variabilità totale siano quelle relative agli indici di Hong Kong e di Singapore. L'equazione relativa al Dow Jones ha invece un R^2 pari a 0; questo fatto potrebbe risultare strano, ma è da ricondurre innanzitutto alla specificazione di tale indice all'interno del sistema di equazioni del VAR (l'unico coefficiente mantenuto per tale indice è la costante). Inoltre è da tener presente che il mercato statunitense è da sempre considerato come una sorta di "mercato guida"; pertanto esso influenza pesantemente tutti i mercati mondiali, ma con più difficoltà ne viene influenzato.

Passiamo adesso all'analisi dei grafici delle distanze nelle matrici di correlazione:

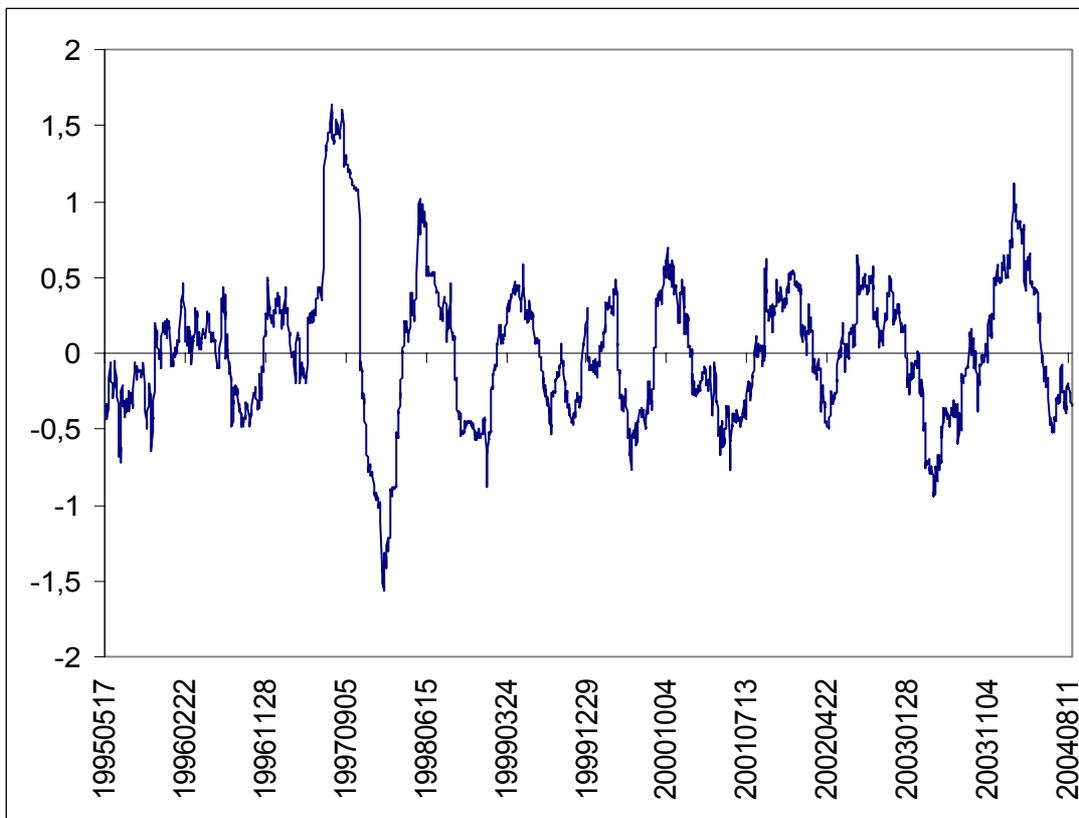


Grafico4: differenze tra le correlazioni dei residui VAR degli indici americani (finestra di ampiezza 90 giorni)

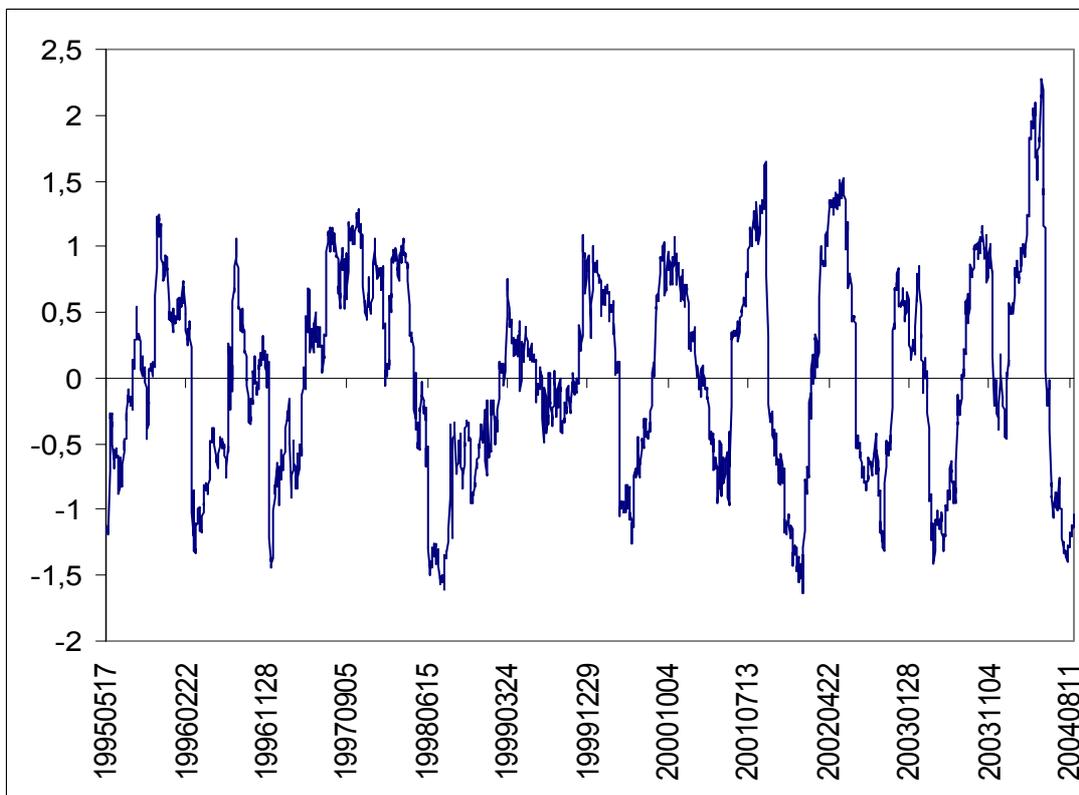


Grafico5: differenze tra le correlazioni dei residui VAR degli indici asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

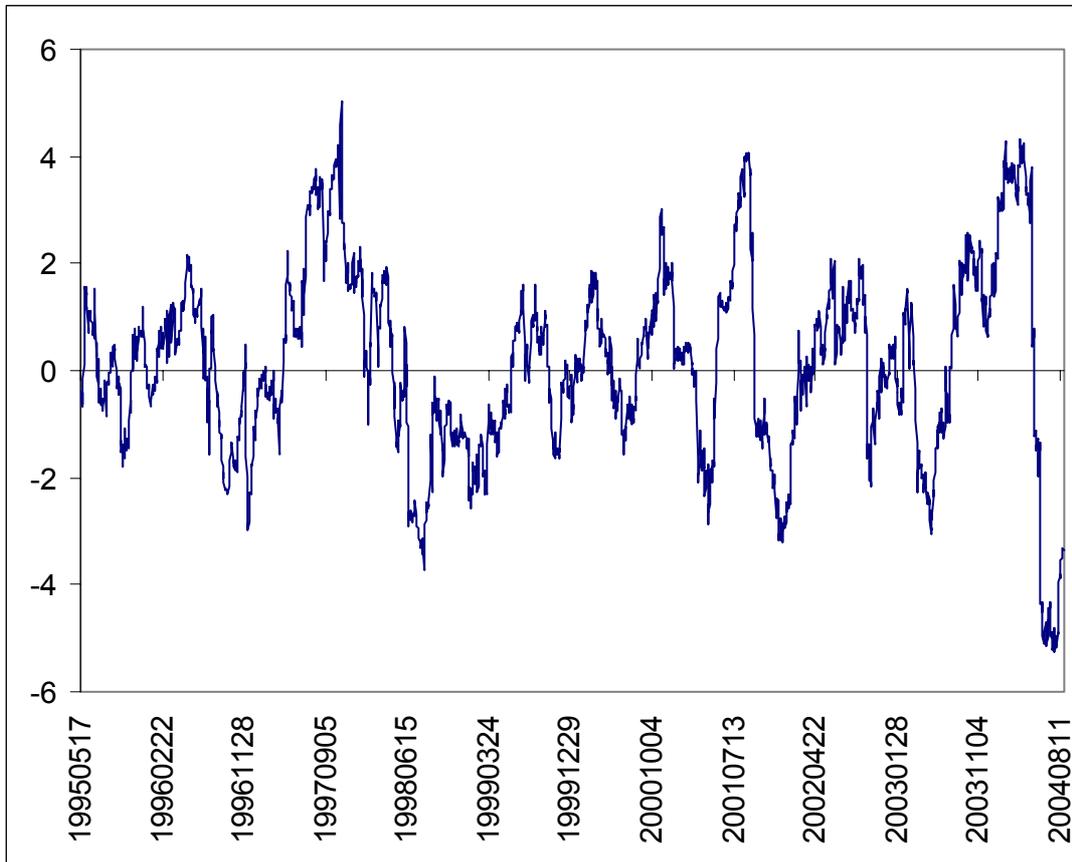


Grafico6: differenze tra le correlazioni dei residui VAR degli indici americani e asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

La trattazione delle nostre serie tramite un modello VAR(1), che ci permette di considerare le dinamiche nelle medie, non produce risultati differenti rispetto alla semplice analisi dei rendimenti delle serie stesse. Se osserviamo i tre grafici ottenuti possiamo infatti notare che essi sono pressoché identici ai tre riportati in precedenza.

Le conclusioni del modello VAR sono pertanto le stesse dell'analisi dei rendimenti.

2.3 Stima di modelli GARCH sui residui del VAR

Fino a questo punto abbiamo fatto analisi che si basavano sullo studio delle dinamiche nelle medie. Un approccio differente parte dalla specificazione delle dinamiche nelle varianze. Questo metodo è particolarmente utile nelle analisi sul contagio; ricordiamo infatti che è tipico assistere ad incrementi di volatilità nei periodi di crisi. Questo problema ci riconduce a quanto esposto nell'introduzione, e cioè che l'eteroschedasticità all'interno del campione porta alla distorsione dei coefficienti.

In questa sezione abbiamo quindi calcolato, sui residui del VAR (visto in precedenza), modelli GARCH-TARCH che ci permettessero di catturare le dinamiche della volatilità. In letteratura il primo ad introdurre un modello per tener conto della varianza condizionata non costante è stato Engle (1982) con il suo modello ARCH. Successivamente si è assistito ad una generalizzazione di tale classe di modelli, utile per ridurre il numero di parametri da stimare; si è arrivati dunque ai modelli GARCH grazie a Bollerslev (1986). Si è poi osservato empiricamente che shock negativi hanno un effetto differente in valore assoluto rispetto a shock positivi dello stesso ordine di grandezza, per cui sono stati elaborati dei modelli che tenessero conto di tale asimmetria; in particolare Zokoian (1993) è arrivato ad elaborare i TARCH.

Ricordiamo ora le specificazioni dei modelli che intendiamo utilizzare.

Il modello GARCH è espresso dalle seguenti equazioni:

$$a_t = r_t - \mu_t, \text{ serie dei rendimenti corretti per la media} \quad (7)$$

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (9)$$

con $\{\varepsilon_t\}$ sequenza di variabili casuali indipendenti e identicamente distribuite $(0,1)$.

Il modello TARCH invece si basa sulla regola empirica che spesso si osserva nei mercati azionari; movimenti al ribasso nel mercato tendono ad essere seguiti da una volatilità maggiore di quella risultante da movimenti al rialzo (ovviamente dello stesso ordine di grandezza).

Questo fatto implica un impatto asimmetrico degli shock negativi e di quelli positivi sulla volatilità. Tale fenomeno è noto come effetto *leverage*.

Le equazioni del modello TAR(1) sono dunque:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \gamma D_{t-1} a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (11)$$

dove

$$D_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{se } a_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{se } a_{t-1} \geq 0 \end{cases} \quad (12)$$

Passiamo ora all'analisi dei grafici delle distanze nelle matrici di correlazione:

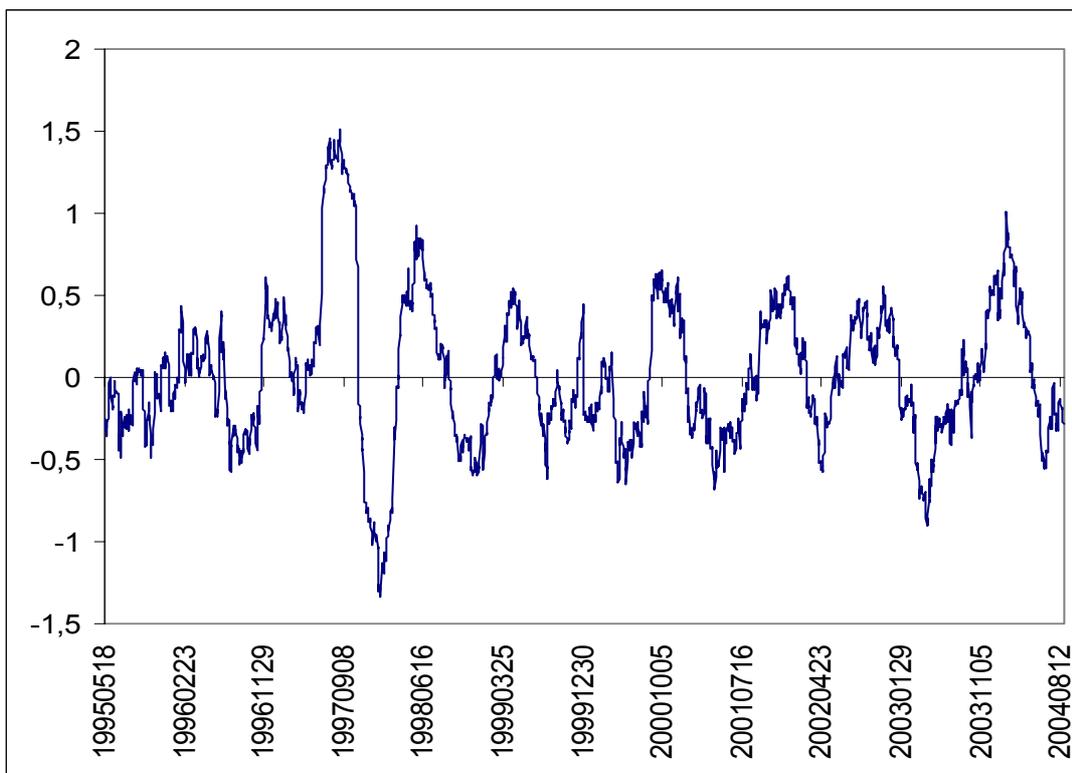


Grafico7: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati degli indici americani (finestra di ampiezza 90 giorni)

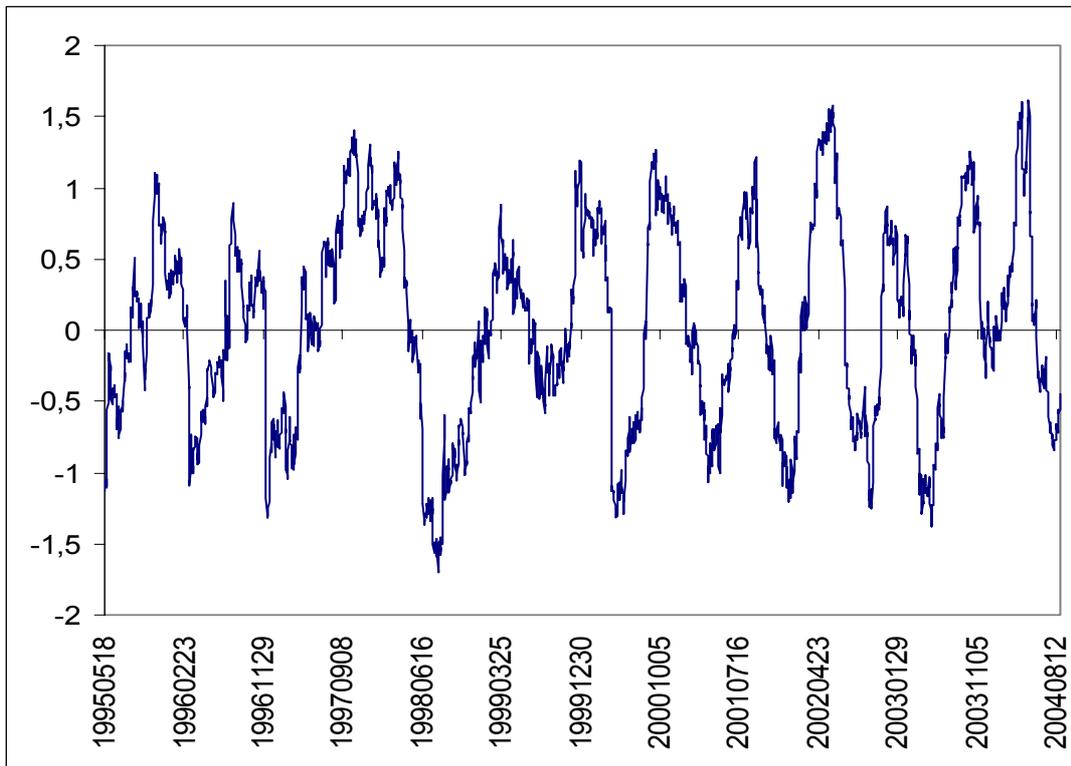


Grafico8: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati degli indici asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

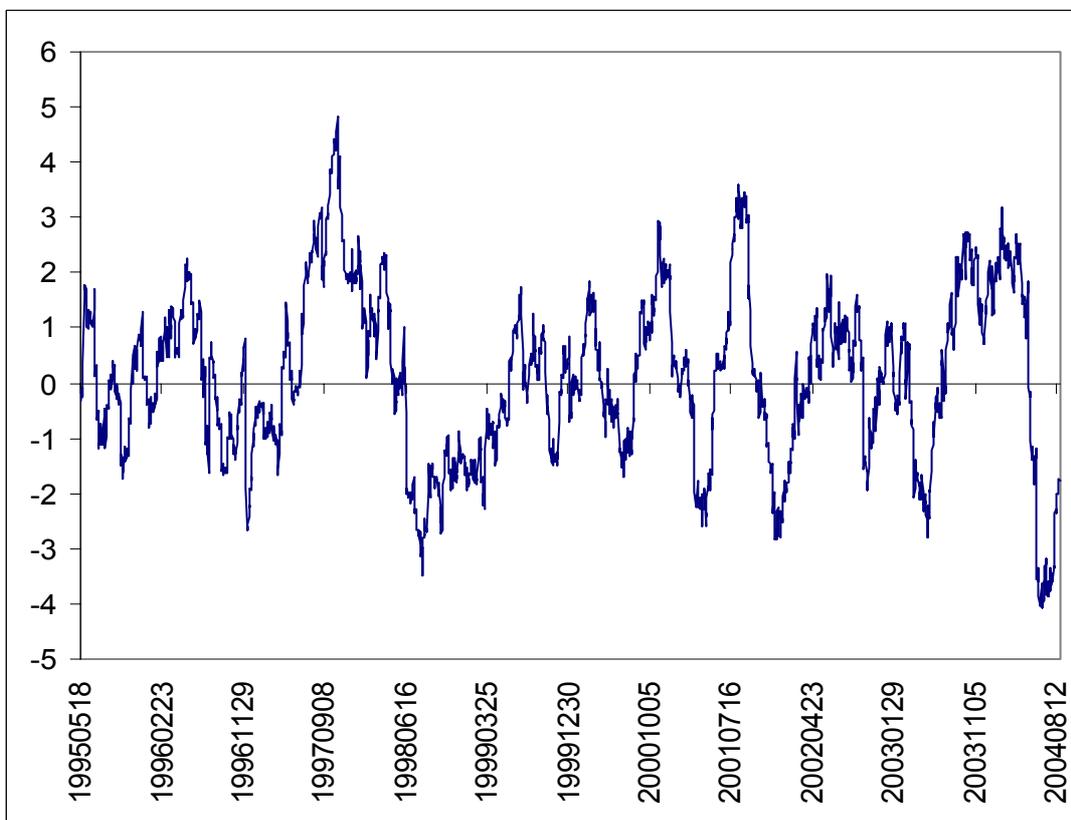


Grafico9: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati degli indici americani e asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

Per quanto riguarda il grafico dell'America, esso non presenta significativi cambiamenti rispetto ai precedenti casi. I grafici relativi agli indici asiatici e a quelli totali ci permettono invece interessanti considerazioni.

Innanzitutto si può notare una sensibile diminuzione nei picchi e nei cavi relativi ad aprile e luglio 2004. Più in generale è osservabile una diminuzione in termini assoluti nei valori di quasi tutti i picchi e i cavi; ciò è riconducibile al tipo di modellazione che abbiamo eseguito. Infatti l'analisi della dinamica della varianza ci permette di valutare le differenze tra le correlazioni al netto delle variazioni della volatilità all'interno del campione. Nei periodi di crisi, e in quelli immediatamente successivi, è alquanto tipico riscontrare aumenti di volatilità; perciò, tramite la modellazione GARCH riusciamo ad eliminare tale disturbo nella nostra analisi.

Infine possiamo verificare che le attenuazioni si sono riscontrate soprattutto nei cavi; la ragione di ciò è che dei sette modelli elaborati per i nostri indici ben sei (Singapore, Hong Kong, Giappone, Brasile, Messico e Stati Uniti) sono TARARCH. Come abbiamo già esposto in precedenza, questo tipo di modello permette altresì di cogliere il cosiddetto fenomeno di *leverage*; cioè un impatto asimmetrico degli shock negativi e di quelli positivi sulla volatilità.

2.4 Aggiunta di esogene nelle stime dei modelli GARCH

A questo punto abbiamo provato ad aggiungere, nelle stime GARCH, delle variabili esogene in maniera tale da cogliere ancora meglio le relazioni in termini di volatilità che intercorrono tra i diversi indici.

Poichè le borse dei 7 paesi considerati sono aperte in orari differenti, è logico pensare che al momento dell'apertura di una di queste, le informazioni derivanti dalle altre (che sono già aperte o hanno già chiuso) abbiano una qualche influenza.

Abbiamo quindi verificato la significatività dei quadrati dei residui VAR al ritardo precedente e i risultati ottenuti sono i seguenti:

	resid_bra	resid_mex	resid_usa	resid_hk	resid_jp	resid_sing	resid_mal
mean equation							
C	0.00029 (0.000)	9.59E-05 (0.000)	4.69E-05 (0.000)	-9.67E-06 (0.000)	-3.56E-05 (0.000)	-3.67E-05 (0.000)	5.18E-05 (0.000)
MA(1)		0.05945 (0.021)		0.04736 (0.020)			
AR(1)							0.15837 (0.023)
variance equation							
C	2.64E-05 (5.8E-06)	5.92E-06 (1.3E-06)	1.72E-06 (4.1E-07)	2.96E-06 (9.3E-07)	2.85E-06 (1.2E-06)	1.50E-06 (7.8E-07)	6.59E-07 (1.0E-06)
ARCH(1)	0.00405 (0.014)	0.01756 (0.011)	-0.00023 (0.014)	0.00957 (0.012)	0.03144 (0.012)	0.03661 (0.016)	0.04811 (0.020)
(RESID<0)*ARCH	0.19548 (0.031)	0.12331 (0.032)	0.12153 (0.025)	0.10768 (0.025)	0.05626 (0.019)	0.07229 (0.029)	0.09413 (0.029)
GARCH(1)	0.83054 (0.023)	0.90440 (0.017)	0.92526 (0.011)	0.87979 (0.020)	0.90740 (0.016)	0.86498 (0.022)	0.84476 (0.023)
RESID_BRA2(-1)					0.00374 (0.002)		
RESID_HK2(-1)						0.02972 (0.012)	0.03615 (0.016)
RESID_JP2(-1)							
RESID_MAL2(-1)				0.01558 (0.005)			
RESID_MEX2(-1)			-0.00027 (0.000)	0.00211 (0.001)			0.00845 (0.004)
RESID_SING2(-1)							
RESID_USA2(-1)	0.12809 (0.0411)			0.03469 (0.011)	0.02582 (0.010)	0.02778 (0.011)	

Tabella3: coefficienti ottenuti dalle modellazioni ARCH-TARCH con aggiunta di esogene

Da una prima analisi possiamo notare che delle nuove esogene considerate quasi nessuna è significativa per i paesi americani, mentre lo sono sicuramente di più nei paesi asiatici. Questo dimostra come le nostre considerazioni fossero esatte; infatti, per effetto del fuso orario, quando una qualsiasi borsa asiatica apre, in America si sono già concluse le trattazioni borsistiche. Di conseguenza, è logico pensare che l'andamento degli indici americani influenzi in qualche maniera quello degli indici asiatici.

Inoltre osserviamo come l'impatto del Dow Jones sia sempre quello più rilevante; il suo valore ritardato ed elevato al quadrato è significativo in 4 equazioni su 6.

Passiamo ora all'analisi grafica:

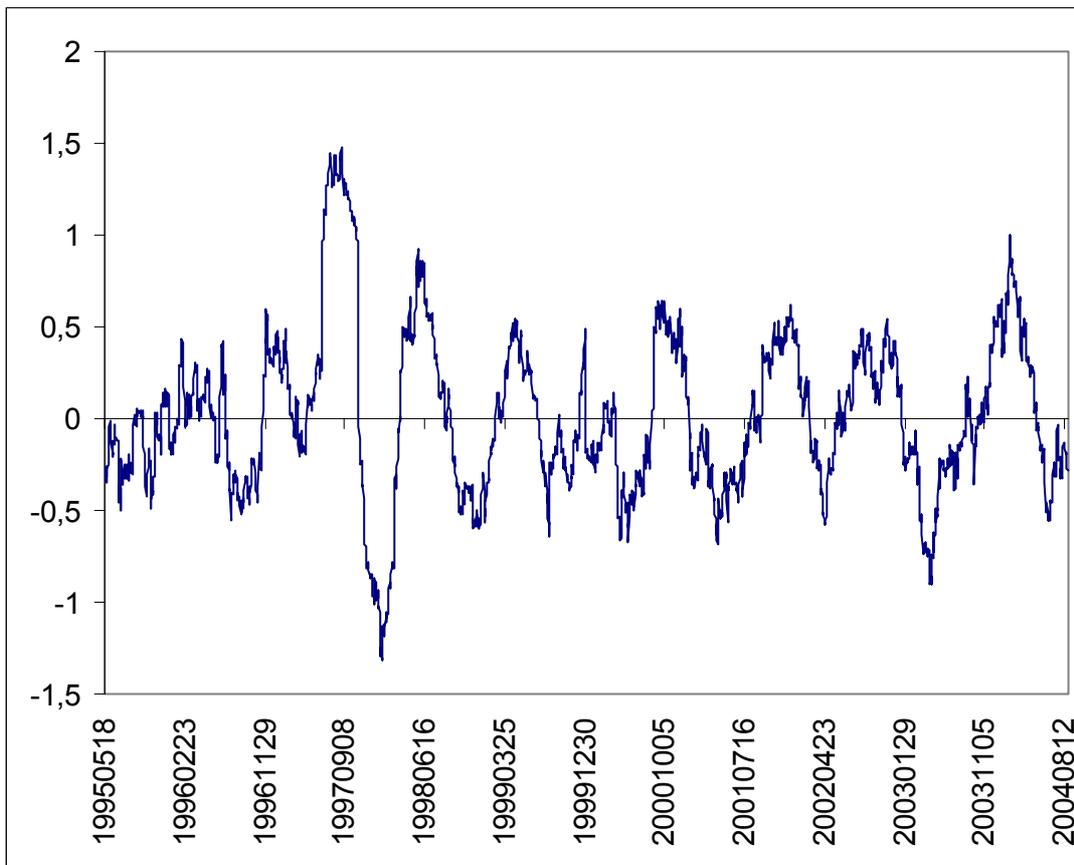


Grafico10: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati (con aggiunta di esogene) degli indici americani (finestra di ampiezza 90 giorni)

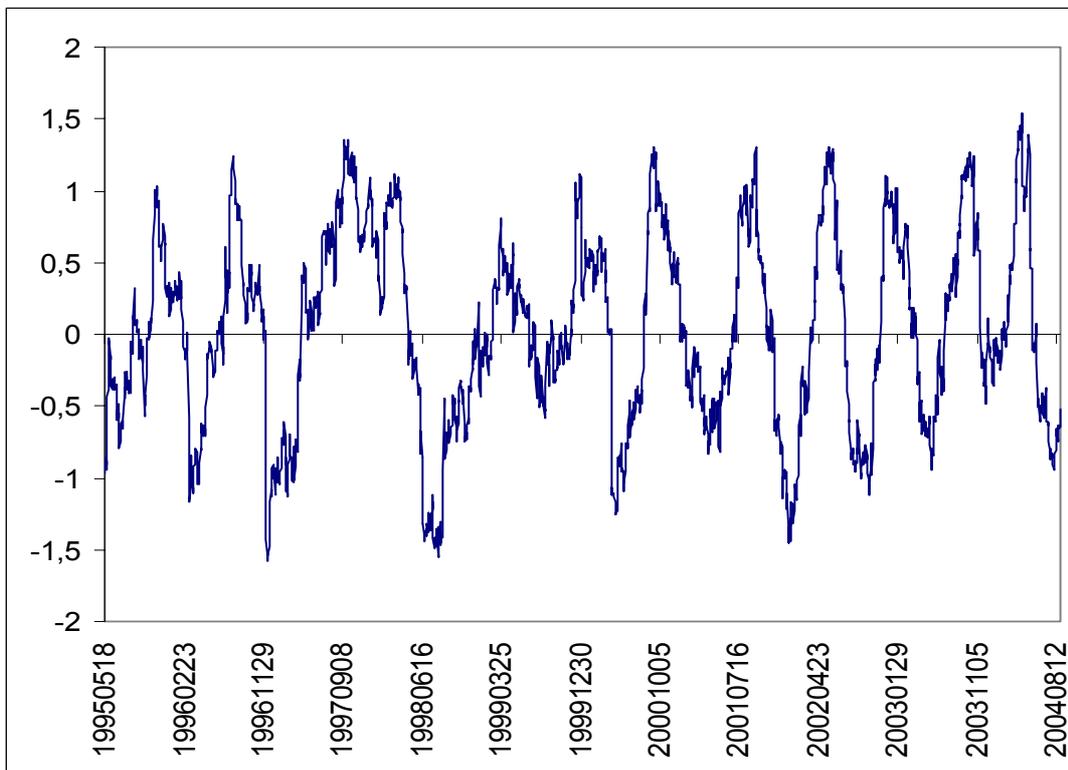


Grafico11: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati (con esogene) degli indici asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

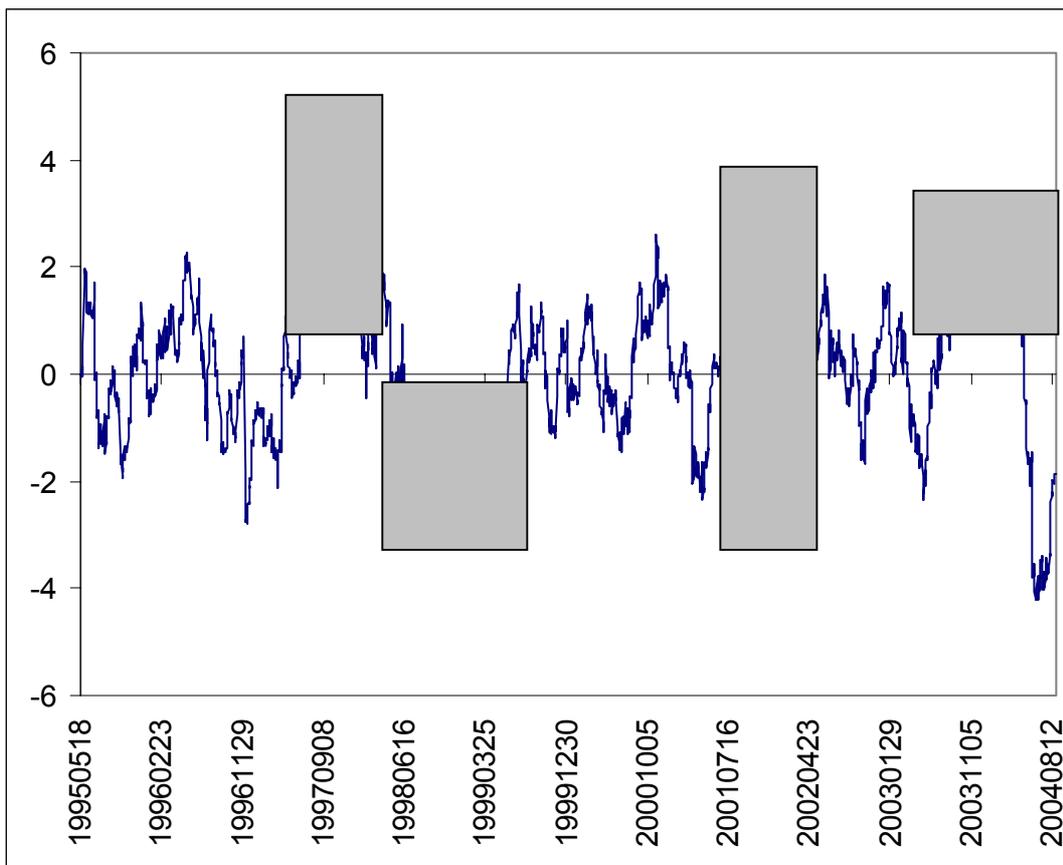


Grafico12: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati (con esogene) degli indici americani e asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

Quest'ultima analisi è sicuramente la più informativa, in quanto la modellazione eseguita a questo punto è la più accurata dell'intero lavoro.

Il grafico relativo agli indici americani è pressoché identico al caso precedente, quello asiatico evidenzia invece un'attenuazione dei cavi dal 2002 in poi.

Le conclusioni più interessanti possono essere ottenute anche in questo caso dal grafico che considera tutti gli indici simultaneamente. Innanzitutto i cavi relativi al 12 agosto 1998 e al 23 maggio 2003 sono diminuiti in valore assoluto di circa 0.5. Più in generale è evidente che l'ordine di grandezza di tutte le differenze tra le correlazioni è diminuito.

Ciò è sicuramente dovuto al tipo di modellazione effettuata; essa ci permette di considerare in modo adeguato la dinamica della volatilità all'interno dei paesi e tra i paesi stessi. Inoltre tiene conto delle differenze di fuso orario esistenti all'interno del set di indici in modo tale da poter esaminare le differenze tra correlazioni di finestre contigue al netto di tutte le dinamiche sopra citate.

In questa sezione riteniamo interessante riportare anche il grafico che rappresenta le differenze nelle correlazioni tra i nostri indici, considerati però a blocchi. Evidenzieremo dunque le relazioni che intercorrono tra ogni singolo indice americano nei confronti di tutti quelli asiatici, e viceversa.

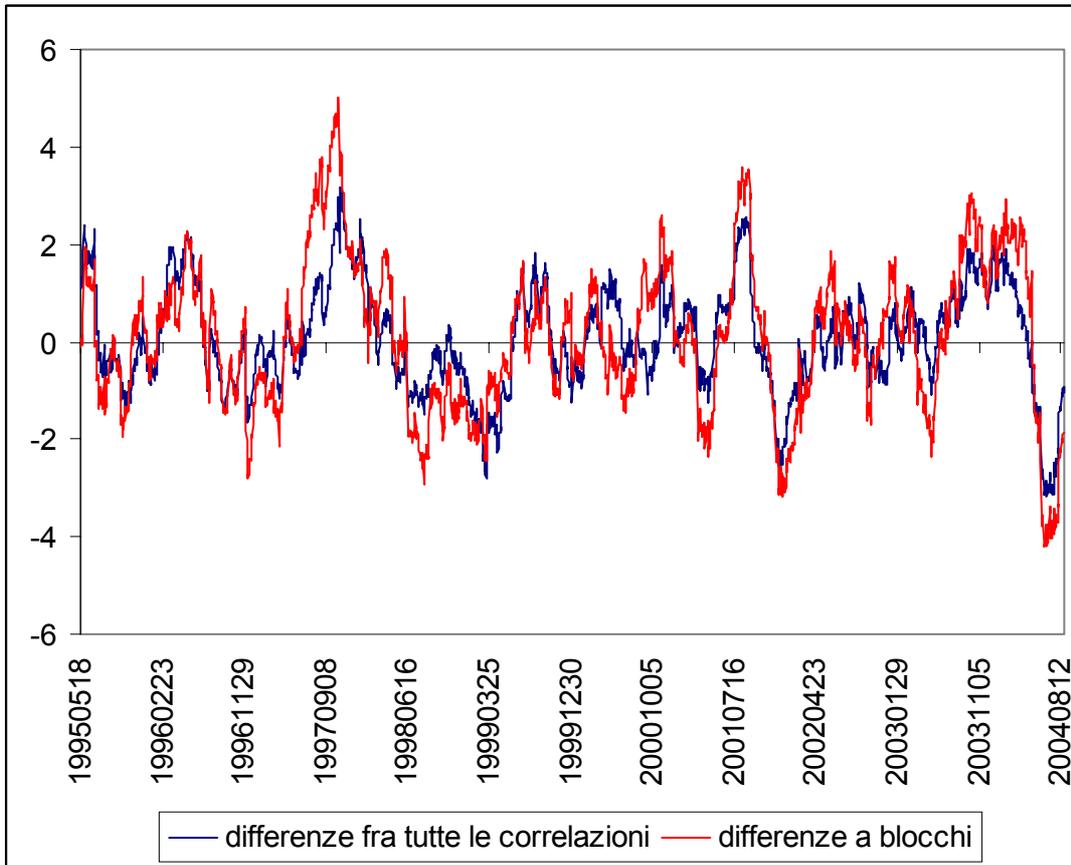


Grafico13: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati (con esogene) degli indici americani e asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni) e degli indici considerati a blocchi (finestra di ampiezza 90 giorni)

Notiamo immediatamente come le differenze calcolate a blocchi abbiano un ordine di grandezza sicuramente maggiore rispetto a quelle calcolate fra tutti gli indici simultaneamente. In particolare, possiamo osservare come le discrepanze maggiori tra i due approcci si possano osservare in prossimità delle già citate crisi che hanno avuto effetti di contagio.

Ricordiamo che questo grafico ci permette infatti di analizzare le possibili rotture strutturali nelle relazioni tra paesi di continenti diversi (trascurando quelle interne all’America e all’Asia); perciò shock occorsi in un paese ma diffusisi solamente nei paesi limitrofi non vengono considerati.

Vengono invece evidenziati gli shock che hanno avuto un effetto anche su paesi di altri continenti, shock che creano dunque delle rotture strutturali a livello intercontinentale, e che costituiscono perciò chiari esempi di contagio.

Per concludere, notiamo che comunque i periodi nei quali si è verificato contagio sono pressoché gli stessi degli approcci precedenti.

2.5 Analisi su trasformate delle correlazioni

A questo punto riteniamo interessante fare delle ulteriori analisi su trasformate delle correlazioni *cross-market*. Lo scopo che ci prefiggiamo è quello di elaborare un test per verificare la significatività delle differenze nelle correlazioni. Graficamente i risultati di tale test sono rappresentati dalle bande di confidenza (calcolate al 5%).

La trasformazione che utilizziamo è quella di Fisher:

$$\rho = \text{cor}(X, Y) \quad (13)$$

$$\mu = f(\rho, N) \quad (14)$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{N-3} \quad (15)$$

$$U = \frac{1}{2} \log\left(\frac{1+\rho}{1-\rho}\right) : N(\mu, \sigma^2) \quad (16)$$

A questo punto dobbiamo tener presente che noi lavoriamo con differenze di correlazioni, per cui avremo:

$$D_j = U_2 - U_1 : N(0, 2\sigma^2) \quad (17)$$

Inoltre ricordiamo che le differenze le calcoliamo con un metodo *rolling*, per cui il risultato finale della trasformazione di Fisher è il seguente:

$$F = \sum_j D_j : N\left(0, \frac{2k}{N-3}\right) \quad (18)$$

Nell'equazione (18) N rappresenta l'ampiezza della finestra e k il numero di correlazioni calcolate. Nel nostro caso abbiamo $N=90$ e $k=3,6,21$ (rispettivamente per indici americani, asiatici, americani e asiatici).

Passiamo ora all'analisi grafica:

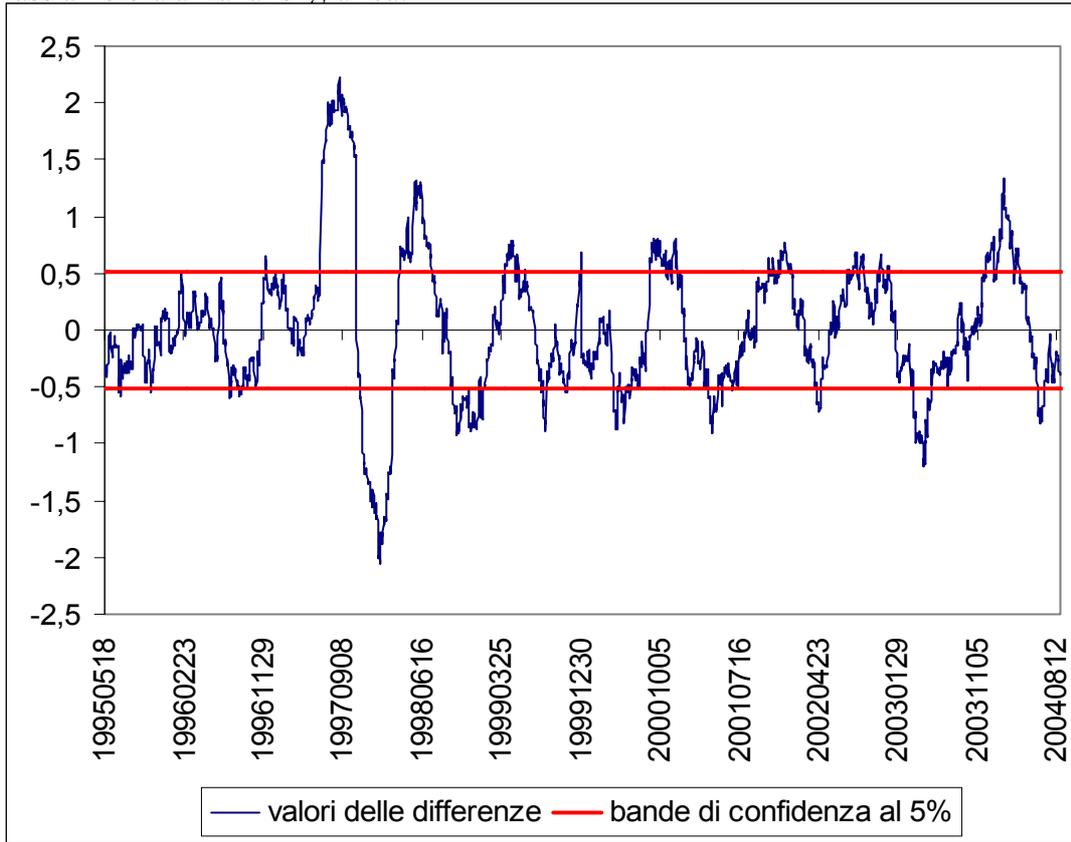


Grafico14: differenze tra le trasformate delle correlazioni dei residui standardizzati (con esogene) degli indici americani (finestra di ampiezza 90 giorni)

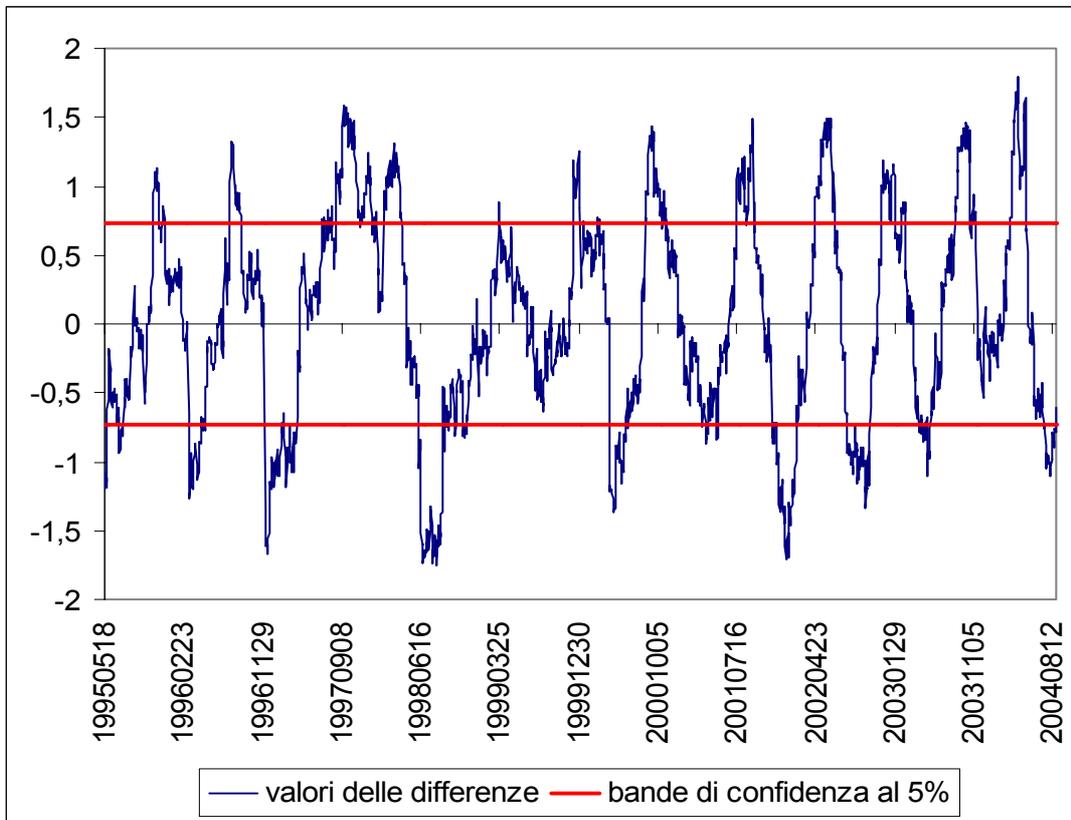


Grafico15: differenze tra le trasformate delle correlazioni dei residui standardizzati (con esogene) degli indici asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

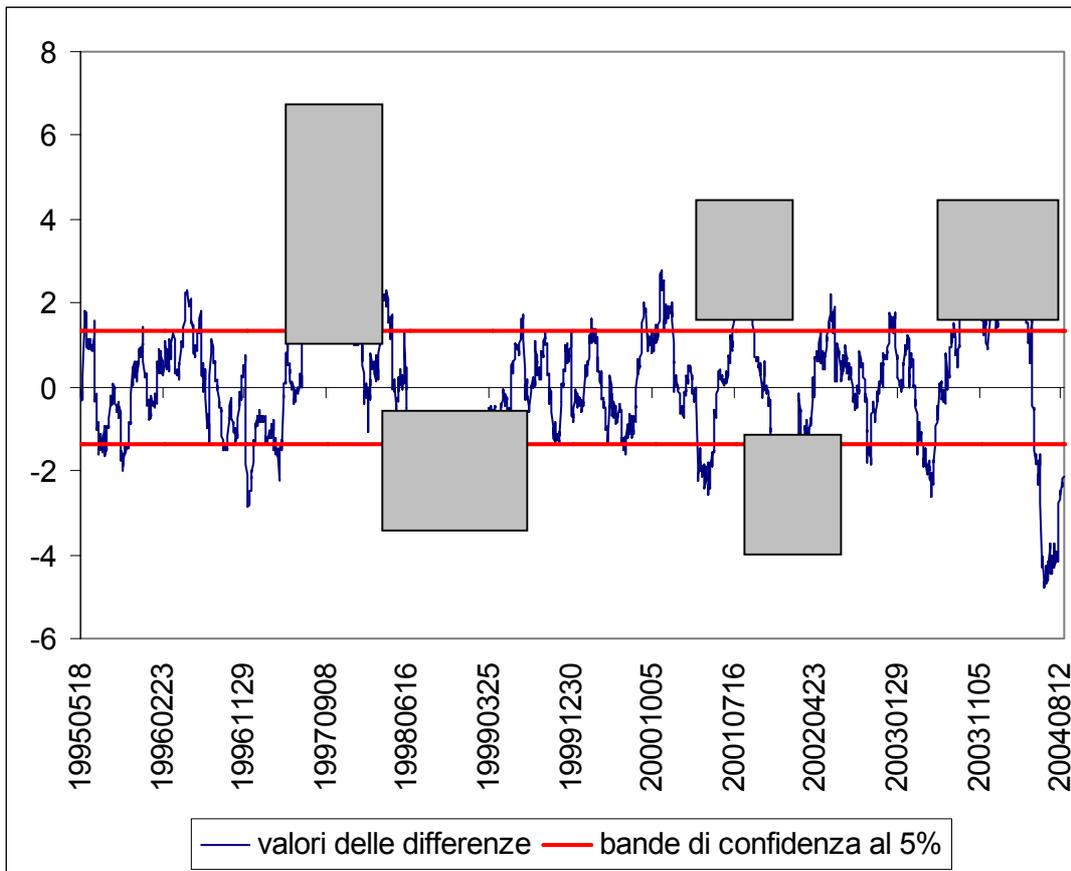


Grafico16: differenze tra le trasformate delle correlazioni dei residui standardizzati (con esogene) degli indici americani e asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

Risulta immediatamente evidente come la trasformazione delle correlazioni abbia avuto un effetto sull'ordine di grandezza delle differenze (in particolare per gli indici americani e per tutti gli indici considerati contemporaneamente). Tali differenze risultano essere quasi sempre maggiori, in valore assoluto, rispetto a quelle calcolate fino al punto precedente.

Ricordiamo ora il significato delle bande di confidenza presenti nei grafici 14, 15 e 16; quando i valori delle differenze si collocano al di fuori di tali bande siamo in presenza di variazione statisticamente significativa nelle correlazioni tra i diversi mercati; in base alla definizione di contagio data nell'Introduzione, tali valori all'esterno delle bande indicano presenza di contagio.

I risultati che ricaviamo dai tre grafici soprastanti non sono però differenti rispetto a quelli ottenuti fino a questo punto; i picchi significativi (che rappresentano quindi periodi di contagio) sono sostanzialmente gli stessi dei casi precedenti.

CAPITOLO 3

Confronti tra dati in valuta USD e dati in valuta locale

E' necessario ricordare che in questo lavoro abbiamo utilizzato gli indici borsistici di sette paesi, espressi tutti in dollari USA. A questo punto è interessante confrontare i risultati con quelli che si sarebbero ottenuti effettuando un'analisi sugli indici in valute locali.

Per compiere tale confronto riteniamo opportuno considerare la penultima specificazione adottata in precedenza (modelli GARCH con esogene utilizzate come regressori per la varianza). I confronti sono fatti sulle differenze delle correlazioni di tutti gli indici considerati simultaneamente.

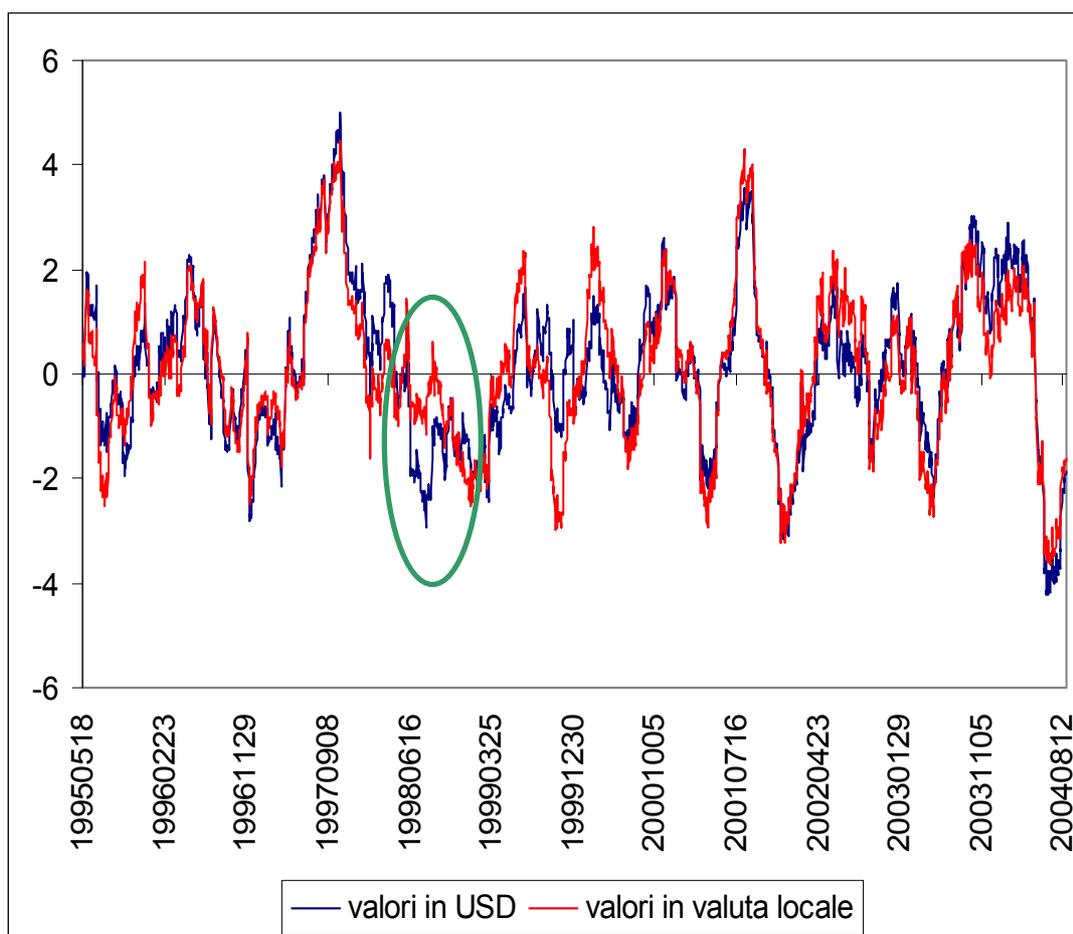


Grafico17: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati (con esogene) degli indici americani e asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

Le due serie hanno degli andamenti simili, differiscono però nell'ampiezza delle oscillazioni.

Tali differenze sono dovute al fatto che considerare gli indici in dollari USA permette di verificare le differenze nelle correlazioni al netto della dinamica dei tassi di cambio.

I due approcci portano a risultati significativamente diversi solamente in un frangente: il covo dell'11 agosto 1998 vale in valuta locale -1.17 e il USD -2.94.

Analizziamo ora i grafici singolarmente in modo tale da ricavare maggiori informazioni sulla collocazione geografica della discrepanza.

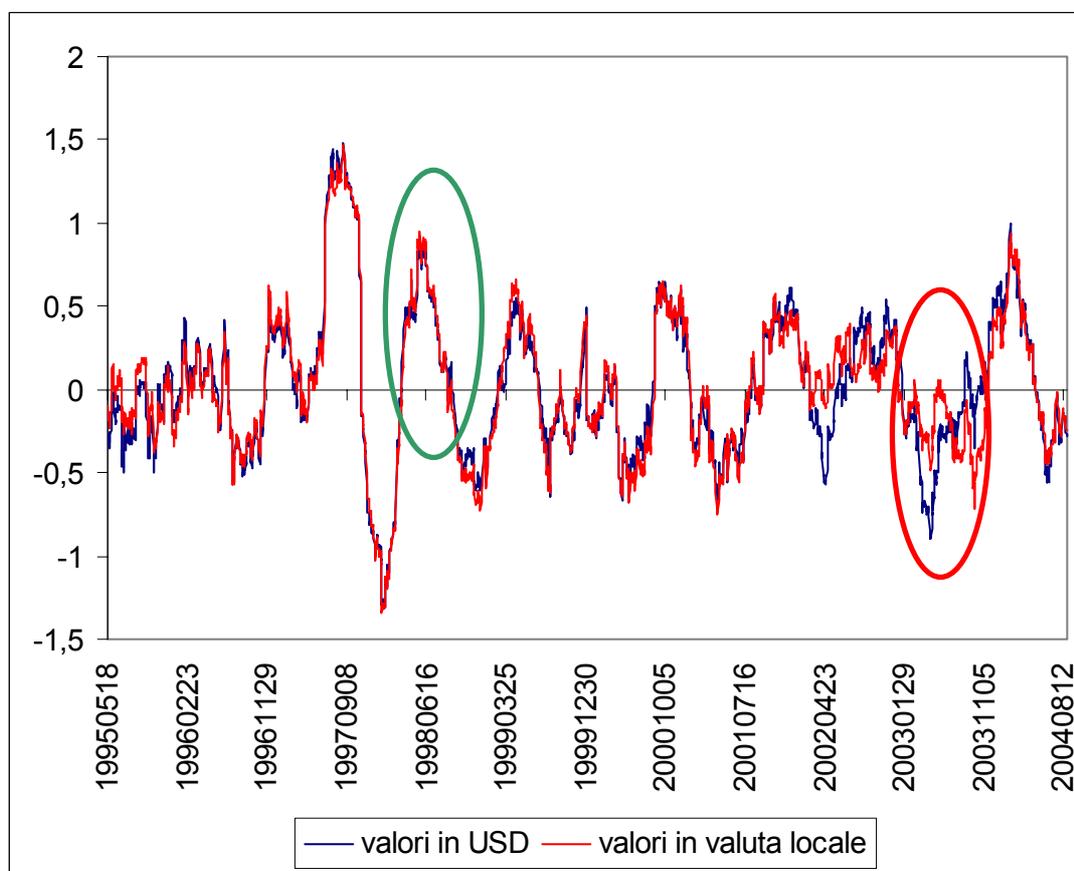


Grafico18: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati (con esogene) degli indici americani (finestra di ampiezza 90 giorni)

Nel periodo in esame (cerchiato in verde) notiamo come il grafico relativo ai soli indici americani sia pressoché identico per entrambe le specificazioni (valuta locale e USD).

L'unica variazione di una certa entità (cerchiata in rosso) riflette le oscillazioni dei tassi di cambio sud-americani. Questi si sono verificati in conseguenza dell'instabilità dei mercati occorsa in seguito alla crisi finanziaria argentina di quel periodo. Tuttavia, poiché nell'analisi globale tale variazione viene quasi totalmente riassorbita, essa non è da considerarsi significativa.

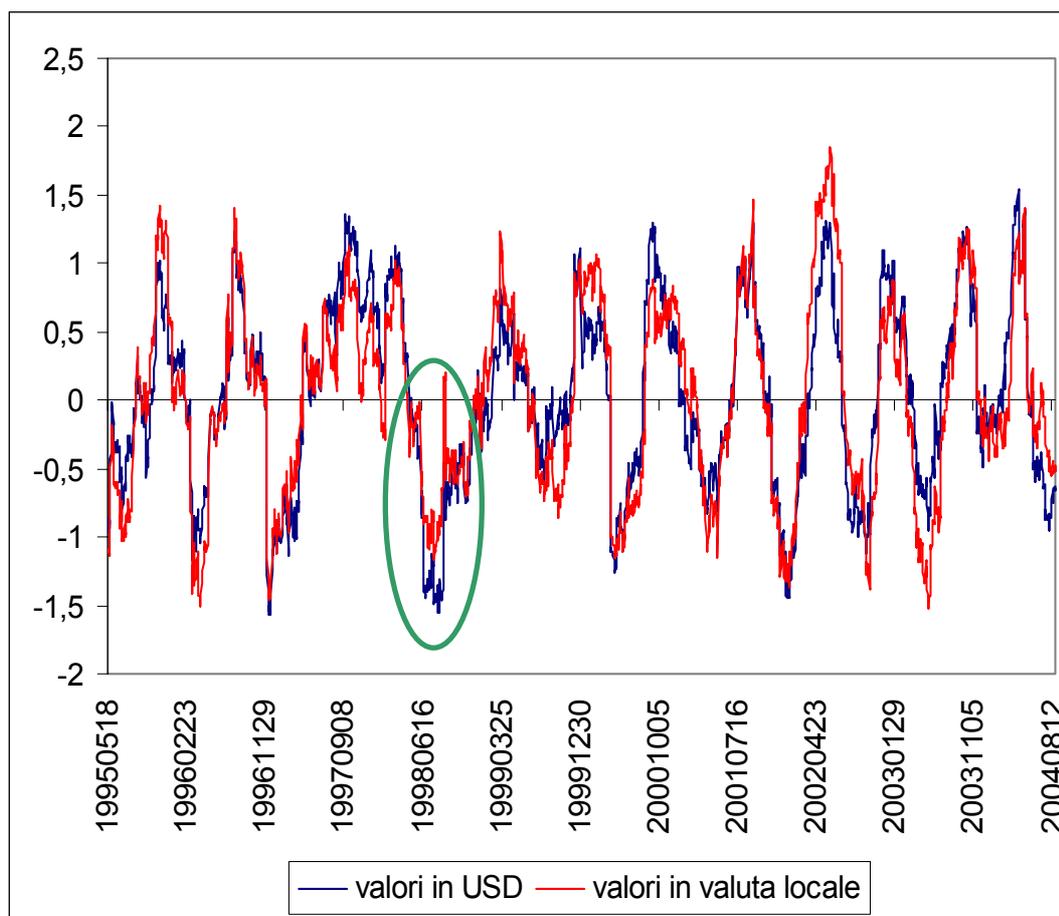


Grafico19: differenze tra le correlazioni dei residui standardizzati (con esogene) degli indici asiatici (finestra di ampiezza 90 giorni)

Per quanto riguarda il grafico relativo ai soli indici asiatici possiamo verificare che la discrepanza che stavamo ricercando è da ricondurre proprio a tali indici. L'ampiezza della differenza è minore rispetto al caso di tutti gli indici considerati simultaneamente, ma risulta pur sempre cospicua; la diminuzione in valore assoluto è da 1.55 a 1.02. Anche in questo caso la ragione della discrepanza è da ricercarsi nelle oscillazioni dei tassi di cambio asiatici; essi hanno avuto un'elevata variabilità in conseguenza della già citata crisi asiatica del 1997 (che ha avuto notevoli ripercussioni anche in periodi successivi).

In conclusione, possiamo dire che l'approccio da noi utilizzato in tutto questo lavoro, basato sull'analisi di indici di borsa espressi in USD, non porta a risultati molto diversi rispetto ad un'analisi di indici in valute locali. In un campione di dieci anni di osservazioni giornaliere abbiamo riscontrato differenze significative solamente in un periodo (collocato in prossimità dell'11 agosto 1998), e tali differenze sono dovute esclusivamente a fattori quali oscillazioni anomale dei tassi di cambio asiatici.

CAPITOLO 4

Conclusioni

In questo lavoro abbiamo effettuato cinque differenti analisi sul nostro set di indici; le differenze principali nei risultati sono dovute al modo di considerare le dinamiche delle volatilità.

Innanzitutto abbiamo utilizzato i rendimenti logaritmici semplici.

Per modellare le dinamiche delle medie, abbiamo poi introdotto un modello autoregressivo vettoriale; in questo modo ogni singola variabile è specificata dal passato della variabile stessa e dal passato di tutte le altre variabili del processo.

Successivamente abbiamo elaborato dei modelli GARCH-TARCH, in modo tale da considerare la dinamica della volatilità. Ricordiamo infatti che la semplice analisi dei coefficienti di correlazione fornisce delle stime distorte, in quanto non tiene conto dell'eteroschedasticità presente all'interno del campione.

Abbiamo quindi considerato delle ulteriori variabili esogene all'interno delle equazioni GARCH, in modo da tener in giusta considerazione il fatto che le borse dei paesi considerati sono aperte ad orari differenti; è infatti logico pensare che l'andamento di una borsa che ha appena aperto sia in qualche modo influenzato da quello delle borse in attività o che hanno già chiuso.

Infine abbiamo sfruttato la trasformazione di Fisher delle correlazioni in modo tale da poter effettuare un test statistico sulla significatività delle differenze fra le correlazioni. Abbiamo così rappresentato in modo chiaro, anche graficamente, i casi di contagio.

Tutte le analisi condotte ci permettono, sulla base di risultati molto simili tra loro, di affermare che negli ultimi dieci anni ci sono stati evidenti casi di contagio di crisi finanziarie a livello internazionale.

Le rotture strutturali nelle correlazioni sono infatti presenti in corrispondenza di eventi quali ad esempio la crisi asiatica del 1997, quella sudamericana del 1997-1998, quella statunitense del 2001 e quella asiatica del 2003. Tali differenze sono sintomatiche delle variazioni nelle relazioni tra i paesi considerati, e, in base alla definizione data nell'Introduzione, costituiscono chiari esempi di contagio.

BIBLIOGRAFIA

Forbes, Kristin J., e Roberto Rigobon, 2002, No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements, *The Journal of Finance* 52.

Claessens, Stijn e Kristin J. Forbes, 2001, *International Financial Contagion* (Kluwer Academic Publishers, Norwell, MA).

Forbes, Kristin J., e Roberto Rigobon, 2001, Measuring contagion: Conceptual and empirical issues, *International Financial Contagion* (Kluwer Academic Publishers, Norwell, MA).

Forbes, Kristin J., 2000, *The Asian flu and Russian virus: Firm-level evidence on how crises are transmitted internationally*, Working paper 78707, NBER.

Loretan, Mico, e William B. English, 2000, Evaluating “correlation breakdowns” durino periods of market volatilità, in Bank for International Settlements, *International Financial Markets and the Implications for Monetary and Fiancial Stability* (Bank for International Settlements, Switzerland).

Ronn, Ehud I., 1998, *The impact of large changes in asset prices on intra-market correlations in the stock and bond markets*, Working paper, University of Texas at Austin.

Eichengreen, Barry J., Andrew K. Rose e Charles A. Wyplosz, 1996, Contagious currency crises, *Scandinavian Journal of Economics* 98.

Karolyi, G. Andrew, e Renè M. Stulz, 1996, Why do markets move together? An investigation of U.S.-Japan stock return comovements, *The Journal of Finance* 51.

Hamao, Yasushi, Ronald W. Masulis e Victor K. Ng, 1990, Correlations in price changes and volatility across international stock markets, *The Review of Financial Studies* 3.

King, Mervyn A., e Sushil Wadhvani, 1990, Transmission of volatility between stock markets, *The Review of Financial Studies* 3.

RINGRAZIAMENTI

Vorrei innanzitutto ringraziare il mio relatore, il Professor Guglielmo Weber, per avermi dato la possibilità di effettuare il mio stage in un ambiente molto professionale e interessante come il GRETA. Ringrazio a tal proposito anche il Dottor Massimiliano Caporin per avermi aiutato nella stesura di questo lavoro.

Desidero inoltre ringraziare i miei genitori, per avermi sempre appoggiato, spronato e consigliato in ogni ambito, per essere stati punto di riferimento e veri modelli di vita.

Ringrazio poi il professor Giovanni Lavarone, mio insegnante di Matematica alle Scuole Medie, per essere stato il primo a mostrarmi la “bellezza” di questa materia.

Non da ultimi vorrei ricordare i miei tanti amici, vecchi e nuovi, e in particolare Mattia, mio fido compagno di studi per due anni e amico da sempre.

Ringrazio infine tutti quelli che mi conoscono, per essermi sempre stati vicini: mio fratello Mattia, la mia amica Eleonora, i miei zii, cugini e nonni.