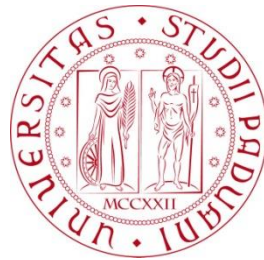


Università degli Studi di Padova
Dipartimento di Scienze Statistiche
Corso di Laurea Specialistica in
Statistica, economia e finanza



**L'influenza del quadro macroeconomico sui
rendimenti azionari in Italia e Germania.**

Relatore Prof. Guglielmo Weber
Dipartimento di Scienze economiche e aziendali "Marco Fanno"

Laureando: Andrea Coccoli
Matricola N1028811

Anno Accademico 2013/2014

INDICE	2
Introduzione	4
1 Presentazione dei dati e dei modelli utilizzati	7
1.1 Introduzione: un quadro generale	7
1.2 Stima della relazione tra Mibtel e FTSE ALL-Shares	9
1.3 Il modello	12
2 Analisi descrittiva	14
2.1 Analisi delle serie: modelli per stimare media e varianza, test sui residui	14
2.2 Stime sui dati: statistiche descrittive, modelli, test	15
2.2.1 FTSE All-shares	15
2.2.2 Dax30	17
2.2.3 Debito/PIL Italia	18
2.2.4 Debito/PIL Germania	19
2.2.5 Spread BTP-Bund	20
2.2.6 Ipca	21
2.2.7 HVPI	23
2.2.8 Euro-Dollaro	24
3 Analisi dei dati	25
3.1 Analisi dei dati di ciascun Paese: modello ARX	25
3.1.1 Modello 1: All-Shares	25
3.1.2 Modello 2: Dax30	26
3.2 Stime OLS: primo ritardo delle variabili esplicative	27
3.2.1 Modello 3: All-Shares	27
3.2.2 Modello 4: Dax30	28
3.3 Stime OLS: variabili non ritardate	28
3.3.1 Modello 5: All-Shares	28
3.3.2 Modello 6: Dax30	29

3.4 Stime OLS: analisi “incrociate”	31
3.4.1 Modello 7: All-Shares	31
3.4.2 Modello 8: Dax30	32
3.5 Stime OLS: CAPM	33
3.5.1 Modello 9: All-Shares	34
3.5.2 Modello 10	34
3.6 Stime OLS: CAPM, differenze dell’inflazione e del rapporto debito/PIL	37
3.6.1 Modello 11: All-Shares	37
4 Conclusioni	40
APPENDICE A	42
APPENDICE B	44
BIBLIOGRAFIA	45
SITOGRAFIA	45

INTRODUZIONE

Il debito pubblico di uno Stato sovrano è l'insieme di obbligazioni e titoli di Stato destinati a coprire il deficit pubblico, la cui acquisizione da parte di altri soggetti economici garantisce loro un credito verso l'emittente. Partendo semplicemente dalla definizione si può intuire l'importanza di tale aggregato: valori troppo elevati obbligano infatti il governo del Paese che l'ha contratto a continue azioni di politica economica e monetaria (ove possibile), in genere aumento delle tasse e riduzione della spesa pubblica. Senza quest'ultimo tipo di intervento potrebbero verificarsi fenomeni di *crowding out*, ovvero la riduzione della spesa privata (sia per quanto riguarda gli investimenti sia per i consumi). Ciò accade quando il pericolo di default, dovuto ad un debito troppo elevato, fa innalzare i tassi d'interesse e le imprese devono subire la concorrenza dei governi nella corsa al credito, vedendo diminuire notevolmente la probabilità di ottenere liquidità nel breve periodo.

Per quanto riguarda l'analisi che verrà fatta in seguito, risulta conveniente, per una migliore comprensione, suddividere il debito in due sole categorie: quello contratto con soggetti stranieri e quello con soggetti interni allo Stato. Il primo è detto debito estero, il secondo interno e anche se fanno parte dello stesso aggregato hanno un impatto diverso. Quello estero, per esempio, è più sensibile ai rischi di credito dell'emittente rispetto a quello interno: infatti gli investitori istituzionali italiani, ad esempio, che possiedono grandi quantità di titoli di stato italiani saranno meno propensi a venderli in maniera massiccia in caso di tensioni finanziarie, poiché verrebbero travolti loro stessi in caso di default.

In Europa, in particolare nei paesi mediterranei, il debito assume valore cruciale all'interno del quadro politico-economico e agli occhi dell'opinione pubblica a partire dal 2010, quando vengono scoperti i brogli del governo greco atti a truccare i conti pubblici nazionali¹. I mercati risposero in breve tempo e in maniera negativa, temendo che tale debito non potesse essere ripagato dallo Stato ellenico. I tassi d'interesse che permettevano di finanziarlo aumentarono notevolmente e l'incertezza creata si espanse velocemente a tutti gli altri Paesi che avevano una situazione di bilancio critica (i Paesi mediterranei, appunto, come Italia, Spagna e Portogallo e anche l'Irlanda).

¹ Il valore reale del deficit pubblico era di 9 punti percentuali maggiore rispetto a quanto dichiarato (3.7%).

Tuttavia questo clima di insicurezza è indubbiamente figlio della “Grande Recessione”, cominciata negli Stati Uniti nel 2008. Per più di 10 anni la Federal Reserve, ovvero la Banca Centrale americana, aveva mantenuto bassi i tassi d’interesse sui prestiti alle banche in modo da permettere loro di offrire credito. Questo credito fu ampiamente sfruttato dai consumatori, i quali si indebitarono notevolmente in beni di consumo durevoli (specialmente case), facendone aumentare il prezzo. Si creò così un sistema bancario non regolamentato carente di capitali, che utilizzava massicciamente la leva finanziaria proteggendosi poi con strumenti derivati. Circa la metà dei mutui immobiliari furono inoltre garantiti da due enti privati (e quotati in borsa) che però godevano di una sorta di garanzia pubblica: Fannie Mae e Freddie Mac. Appena gli immobili cominciarono a perdere valore la bolla creatasi scoppiò e i prezzi delle case crollarono, così come i mutui a loro legati.

La complessità della catena che si era creata impedì che avvenisse la ristrutturazione delle posizioni e il mercato del credito si bloccò del tutto, a causa dell’assenza di fiducia sull’esposizione al rischio dei rendimenti sui mutui stessi. Per impedire il fallimento delle banche (diventate “Too big to fail”) il Tesoro americano fu costretto ad acquistare gran parte dei titoli tossici da loro posseduti, in modo da permettere una ricapitalizzazione sul mercato azionario. Purtroppo (per i contribuenti) i prezzi che vennero pagati furono maggiori rispetto al valore dei titoli sul mercato. La nuova regolamentazione, che si era resa necessaria, fu incentrata sulla possibilità di vigilare direttamente sul rischio sistemico, ma non impedisce tutt’oggi che si possa creare un nuovo sistema “Too big to fail”.

Da tutto ciò l’Italia non è uscita indenne: gli italiani, infatti, oltre a trovarsi in un periodo caratterizzato da crescita economica quasi nulla, o meglio in una fase stagnante dell’economia iniziata 20 anni fa, in cui la crescita è stata sostenuta in gran parte dall’aumento della spesa pubblica e spacciata, oggi, per “fase calante del ciclo economico”², devono affrontare le conseguenze di un debito che supera di molto il 100% in rapporto al PIL.

Ciò, unito alla “storica” instabilità politica, ha portato le principali agenzie di rating a declassare i titoli di stato che di conseguenza hanno visto i loro rendimenti aumentare vertiginosamente e contribuire perciò ad un ulteriore aumento del debito stesso, creando un forte rischio di default.

² Bisin Alberto, Favole & numeri, Università Bocconi Editore, 2013.

In contrapposizione alla “questione italiana” (o “mediterranea”) esistono anche delle realtà in cui un elevato indebitamento non provoca necessariamente danni all’economia: è il caso della Germania, il cui debito è superiore a quello italiano in termini di valore assoluto, ma è molto minore dal punto di vista della percentuale sul PIL (circa 80%, a fine 2013). Questo dimostra la solidità dell’economia tedesca all’interno dell’Eurozona e ancora una volta ribadisce l’importanza che, volenti o nolenti, questo Stato ha anche all’interno del quadro politico internazionale.

Una volta definite le situazioni macroeconomiche dei suddetti Paesi, è possibile valutare che effetto abbiano tali aggregati sull’evoluzione dei rispettivi mercati azionari? Ovvero, in che modo la situazione economica di uno Stato influisce sull’andamento delle aziende quotate nella sua Borsa Valori?

Con questa tesi empirica si cercherà di rispondere a tale quesito, analizzando un’economia forte e una più debole, quantificando tale effetto e osservando eventuali influenze reciproche (o unilaterali: è più probabile, infatti, che l’economia debole sia influenzata da quella forte).

Capitolo 1. Presentazione dei dati e dei modelli utilizzati

1.1 Introduzione: un quadro generale

Lo studio è stato fatto partendo dalle seguenti variabili:

1. **PIL**: Prodotto Interno Lordo, è generalmente considerato l'aggregato principe della contabilità nazionale in quanto misura della produzione finale del Paese, ovvero *“il flusso retribuito di beni e servizi, derivato dall'impiego di fattori produttivi, che ha lo scopo di creare utilità scarse capaci di soddisfare i bisogni umani”*³.
2. **Debito**: rappresenta l'ammontare complessivo del debito consolidato delle Amministrazioni Pubbliche.
3. **BTP**: Buoni del Tesoro Poliennali, sono strumenti obbligazionari emessi dallo Stato italiano di durata decennale che pagano cedole semestrali. Stesse caratteristiche valgono per i **BUND** (Bundesanleihen, obbligazioni federali), che ne sono il corrispettivo tedesco.
4. **IPCA**: Indice dei Prezzi al Consumo Armonizzato, prodotto mensilmente dall'ISTAT rappresenta la migliore alternativa al NIC e al FOI come misura del tasso d'inflazione (calcolato come variazione tendenziale, ovvero rispetto allo stesso periodo dell'anno precedente).
Inoltre garantisce la possibilità di confronto con gli altri Paesi europei (in questo caso l' **HVPI** tedesco), in quanto possiede le caratteristiche standard internazionali degli HICP (Harmonised Index of Consumer Prices).
5. Indici di mercato: utilizzati come benchmark per valutare l'andamento generale del mercato. Per la Germania si è scelto il **DAX30**, indice delle trenta maggiori aziende per capitalizzazione, quotate nella Borsa di Francoforte. Per l'Italia si è ritenuta una buona scelta l'indice **FTSE ITALIA All-Shares**. *“Questo indice comprende tutti gli elementi costituenti degli indici FTSE MIB, FTSE Italia Mid Cap e FTSE Italia Small Cap (circa il 95% del mercato azionario italiano⁴) e fornisce agli investitori un set di indici*

³ Siesto Vincenzo, La contabilità nazionale, editore Il Mulino, 2003.

⁴ Si è scelto un indice molto ampio per ridurre il peso del settore bancario, che altrimenti avrebbe influenzato non poco l'andamento generale del mercato, specialmente a partire dal 2008 quando la volatilità è aumentata, rendendo le stime non indicative.

completo ed esaustivo, utile a misurare l'andamento dei maggiori settori dell'industria e del mercato di capitali italiano"⁵.

6. **Euro-Dollaro**: il tasso di cambio delle due valute (valore di 1€ in \$), per valutare l'incidenza americana sulle due economie (visto che, tra le altre cose, un cambio forte agevola le esportazioni verso il Vecchio Continente).

I dati prima di essere analizzati devono essere trattati in modo adeguato. Innanzitutto le misure di PIL e debito pubblico sono state accorpate in una sola statistica: la percentuale di debito su PIL. Lo stesso vale anche per i tassi d'interesse a lungo termine: definendo lo **spread** come differenza tra il tasso dei BTP e quello dei Bund, mese per mese, si ottiene infatti il differenziale di rendimento tra i due strumenti obbligazionari.

Per quanto riguarda gli indici di mercato sono stati utilizzati i rendimenti mensili, mentre per l'inflazione è stata considerata la variazione relativa del numero indice rispetto allo stesso mese dell'anno precedente ⁶. La scelta ideale per la frequenza ricade su dati mensili perché, visto anche l'arco temporale, questa ci fornisce un numero sufficientemente elevato di osservazioni e garantisce una riduzione degli effetti eteroschedastici rispetto a dati con frequenza maggiore. Tuttavia sorgono immediatamente dei problemi riguardanti i dati macroeconomici: le serie storiche dei PIL e dei debiti infatti sono notoriamente o annuali o trimestrali, ma non mensili, questo perché la mole di dati da analizzare sarebbe troppo elevata e richiederebbe troppo tempo per essere analizzata. Pertanto per queste serie si sono utilizzate le serie trimestrali e per i due mesi in cui i dati non vengono calcolati, si è deciso di utilizzare i valori realizzati nel trimestre precedente. Questo è possibile considerando la Teoria dei mercati efficienti in forma debole, per cui la migliore previsione possibile, in assenza di ulteriori informazioni, è l'ultimo dato disponibile. La serie **debito/PIL** presenta quindi numerosi zeri, essendo costruita come variazione relativa del rapporto tra i due aggregati.

L'arco temporale considerato copre il periodo da inizio 1999 a fine 2013. La scelta non è casuale, in quanto nel gennaio '99 una buona parte dell'Europa adotta ufficialmente la moneta unica (l'Euro, anche se la circolazione delle banconote e delle monete iniziò due

⁵ [www.ftse.com/Indices/FTSE Italia Index Series](http://www.ftse.com/Indices/FTSE%20Italia%20Index%20Series)

⁶ In ogni caso con rendimenti/variazioni relative non si intendono i valori percentuali, ma quelli effettivi. Solo nel caso del grafico della serie storica dello spread si sono usati i valori percentuali, per comodità nell'interpretazione.

anni dopo): ovvero è il mese entro il quale quei Paesi che avevano deciso di aderirvi dovevano aver sistemato i propri parametri macroeconomici, conformandoli a quelli del trattato di Maastricht, ciò è un grosso vantaggio poiché rende più realistico il confronto tra le due realtà che considereremo.

1.2 Stima della relazione tra Mibtel e FTSE All-Shares

Un particolare lavoro è stato necessario per quanto riguarda l'indice azionario italiano: il FTSE All-Shares infatti è stato introdotto nel mercato solo a partire dal maggio 2009 in sostituzione dell'indice Mibtel (inizializzato a 10.000 punti nel gennaio 1994). Prima di allora, a partire dal gennaio 2003, sono state prodotte due serie storiche parallele per i due indici, benché dei due solo il Mibtel facesse parte realmente del mercato. Per avere le osservazioni del FTSE da gennaio 1999 a dicembre 2002 è stata eseguita un'analisi partendo dai rendimenti realizzati dai due indici nel periodo in cui si hanno osservazioni comuni (01/2003-04/2009): la regressione è stata effettuata considerando i rendimenti del FTSE come variabile dipendente, mentre quelli del Mibtel come esplicativa. Il risultato ha prodotto un coefficiente moltiplicativo fortemente significativo e una costante nulla, con R^2 vicino all'unità. Il passo successivo è stato calcolare i rendimenti del Mibtel da gennaio '99 a dicembre 2002 e moltiplicarli per il coefficiente ottenuto dalla regressione precedente, così da ottenere i rendimenti che mediamente il FTSE avrebbe realizzato se fossero state prodotte delle osservazioni sui prezzi.

Osservazioni 2003:01-2009:04 (T = 76)

	Variabile dipendente: All Shares			
	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>Rapporto t</i>	<i>p-value</i>
Mibtel	1,03036	0,0112222	91,8136	<0,00001 ***
R-quadro	0,991181		R-quadro corretto	0,991181
F(1, 75)	8429,743		P-value(F)	8,27e-79

Analisi dei residui:

- Test di normalità: $\chi^2_{(2)} = 22.42$, ρ -value = 0
- Test per autocorrelazione seriale: $Q(13) = 17.38$, ρ -value = 0.18
- Test per eteroschedasticità condizionale: $\chi^2_{(1)} = 3.81$, ρ -value = 0.051

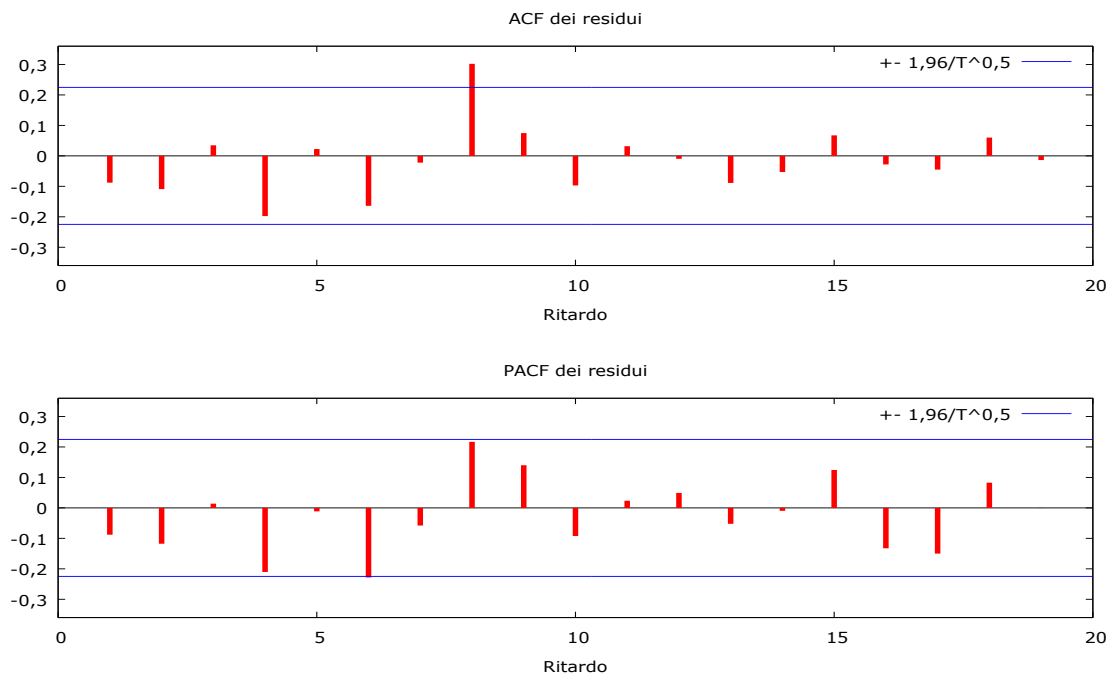


Grafico1. 1 Correlogramma dei residui della regressione Mibtel-Ftse.

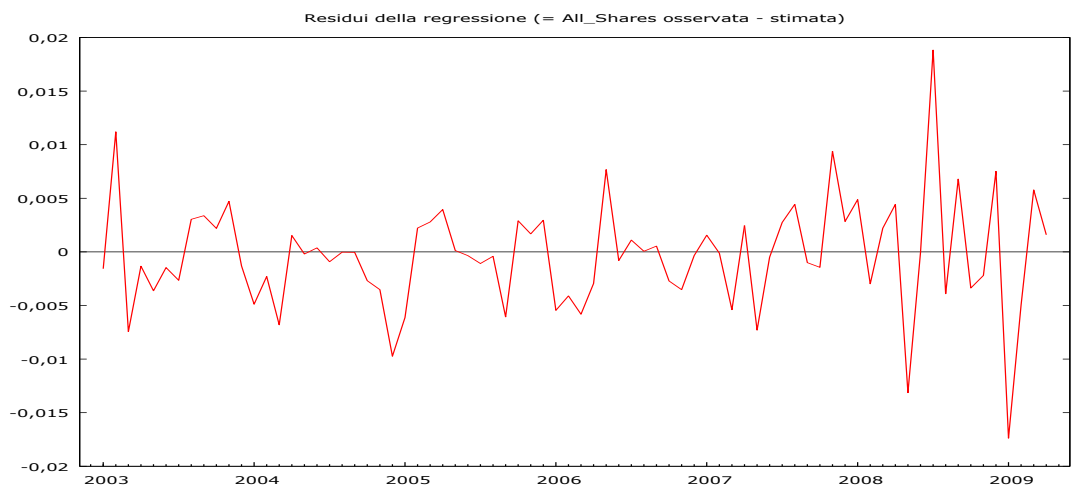


Grafico1. 2 Residui della regressione Mibtel-Ftse.

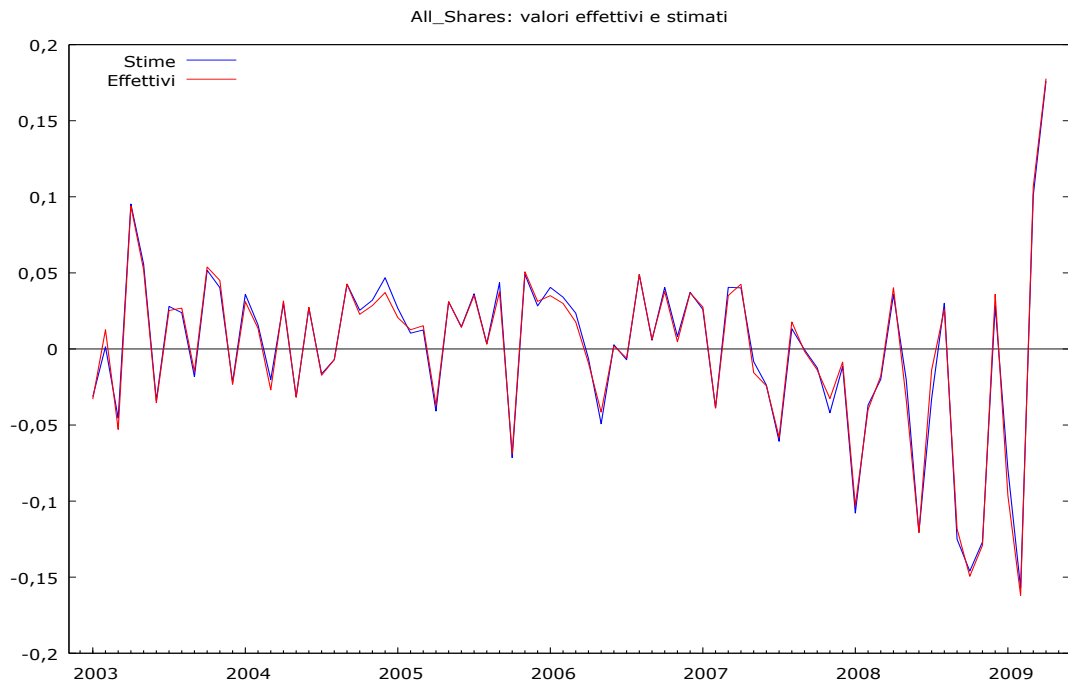


Grafico1. 3 Valori effettivi contro stimati della regressione Mibtel-Ftse.

I grafici che completano l'analisi rappresentano, in ordine, le funzioni di autocorrelazione e autocorrelazione parziale dei residui, i valori dei residui stessi e infine il confronto tra i rendimenti effettivi realizzati dal FTSE (in rosso) e quelli stimati a partire dal Mibtel (in blu). In generale i risultati sono soddisfacenti: dei test effettuati solo quello di normalità produce un risultato negativo, indicando il rifiuto dell'ipotesi nulla, mentre per gli altri si accetta ampiamente l'assenza, rispettivamente, di autocorrelazione ed eteroschedasticità dei dati.

Anche i grafici rispecchiano la bontà dell'analisi: i correlogrammi indicano che solo pochi ritardi sono significativi, il grafico dei residui non mostra un andamento regolare mentre i valori predetti si sovrappongono quasi completamente a quelli effettivi. Possiamo concludere che il modello stimato empiricamente è valido e i dati possono essere utilizzati per proseguire l'analisi.

L'analisi prosegue poi con la valutazione della stazionarietà delle serie: nel caso in cui questa non sia presente è necessario differenziare ulteriormente, dato che la stima non sarebbe utile con serie che presentano una qualche sorta di trend stocastico. La verifica è stata eseguita mediante test di Dickey-Fuller aumentato (senza e con costante e con costante e trend): per eseguire questo test la serie viene approssimata da un processo AR

con un opportuno numero di ritardi p , il quale viene calcolato come parte intera della radice cubica della numerosità campionaria diminuita di un'unità (essendo $T-1 = 179$, $p = 5$). L'ipotesi nulla è di uguaglianza a zero del coefficiente del primo ritardo della serie, ritardo che viene sommato all'equazione dei $p-1$ ritardi della differenza prima della serie stessa. Il valore del coefficiente diviso per il suo standard error forma la statistica detta τ (che quindi non è altro che un t -ratio), la quale ha distribuzione Normale standard sotto ipotesi alternativa unilaterale sinistra, che indica la non stazionarietà.

1.3 Il modello

Le regressioni sono state stimate considerando gli extra-rendimenti degli indici di mercato, rispetto al tasso mensile di un titolo obbligazionario a breve termine tedesco, come variabili dipendenti, mentre le altre come variabili esplicative. L'intenzione è quella di creare una sorta di CAPM⁷, in cui il tasso del titolo tedesco fa le veci del tasso risk-free. Delle variabili esplicative fa parte anche il primo ritardo della variabile indipendente: un modello così definito è detto autoregressivo con variabili esogene (Auto Regressive with eXogenous input, ARX). Tale modello è particolarmente adatto all'analisi di serie storiche (finanziarie ed economiche), oltre che per previsioni e ad applicazioni su dati sia azionari che obbligazionari, con frequenze mensili in modo da eliminare in parte l'eteroschedasticità.

Si assume che i residui del modello siano indipendenti e identicamente distribuiti con distribuzione normale multivariata a media nulla e varianza σ_ε^2 .

In generale, esso può essere considerato una generalizzazione del modello di regressione lineare e quindi la stima può essere eseguita attraverso il metodo OLS (Ordinary Least Squares, minimi quadrati ordinari), pertanto la significatività dei coefficienti sarà verificata attraverso i consueti t -ratio, per quanto riguarda le stime singole e con le statistiche F, per i test congiunti. Ci aspettiamo che la componente autoregressiva non risulti significativa: in caso contrario significherebbe che i rendimenti realizzati dipendono da quello del mese precedente, ma ciò va fortemente contro la teoria su cui si

⁷ Si veda l'APPENDICE A

basa l'indagine. Pertanto se la componente non è significativa si utilizzerà il modello di regressione lineare semplice.

In definitiva le singole regressioni avranno la seguente forma:

$$I_t = \alpha + \beta I_{t-1} + \gamma_1 P_t + \gamma_2 B_t + \gamma_3 H_t + \gamma_4 E_t + \varepsilon_t$$

I rappresenta i rendimenti dell'indice di mercato nei due casi, α è la costante, P il rapporto debito/PIL dello Stato considerato, B lo spread dei rendimenti tra BTP e Bund, H il tasso d'inflazione, E il tasso di cambio e ε i residui con $\varepsilon_t \sim N(0; \sigma_\varepsilon^2)$.

Capitolo 2. Analisi descrittiva

2.1 Analisi delle serie: modelli per stimare media e varianza, test sui residui

Un'analisi preliminare è d'obbligo, nella trattazione delle serie storiche: oltre alle consuete statistiche descrittive come media, deviazione standard, simmetria e (eccesso di) curtosi e a un correlogramma fino al 25° ritardo, per alcune delle serie considerate è stato necessario stimare un modello della classe (S)ARIMA per quanto riguarda l'andamento della media e un modello della classe (G)ARCH per la varianza, nel caso vi fosse evidenza di eteroschedasticità. Per ognuno di tali modelli sono stati effettuati dei test statistici sui residui, come prova della loro validità empirica.

Benché i risultati di tali test non siano sempre stati come ci si dovrebbe aspettare, va ricordato che permane la validità per risultati asintotici.

Il primo test riguarda la normalità dei residui: visto che si tratta di serie storiche finanziarie è opportuno utilizzare il test di Jarque-Bera, costruito come somma dei quadrati dei valori delle statistiche utilizzate per verificare asimmetria e curtosi dei residui dei modelli; asintoticamente la statistica ha una distribuzione Chi-quadro con 2 gradi di

libertà ($JB = \frac{T}{6} (S^2 + \frac{(K-3)^2}{4}) \sim \chi^2_{(2)}$, dove T è la numerosità campionaria).

L'ipotesi nulla è di normalità e viene rifiutata per valori superiori al quantile 0.95 della corrispondente distribuzione χ^2 .

Per valutare la presenza di autocorrelazione un buon test statistico è il Ljung-Box, la cui statistica è una somma "corretta" delle prime m autocovarianze ($m=13$, per cercare di cogliere l'eventuale stagionalità) e ha una distribuzione Chi-quadro con $m-(p+q)$ gradi di libertà (p e q sono, rispettivamente, gli ordini della componente AR e di quella MA):

$Q(m) = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\rho_k^2}{T-k} \sim \chi^2_{(m-p-q)}$. L'ipotesi nulla è l'assenza di autocorrelazione.

Per valutare la presenza di eteroschedasticità e quindi la necessità di stimare un modello per la varianza, risulta adeguato un ARCH - test con ipotesi nulla la presenza di effetti ARCH, appunto. Il test è detto anche LM (Lagrange Multiplier) e utilizza i residui della

regressione dei quadrati dei residui del modello (S)ARIMA, sui quadrati degli m ritardi considerati (anche in questo caso $m=13$). La statistica test è definita come prodotto tra la numerosità campionaria e l' R^2 della regressione precedente e ha una distribuzione ben approssimata, per numerosità sufficientemente grandi, come la nostra, da un Chi-quadro con m gradi di libertà ($LM = TR^2 \sim \chi^2_{(m)}$).

2.2 Stime sui dati: statistiche descrittive, modelli, test

2.2.1 FTSE All-Shares

Media	Deviazione Standard	Minimo	Massimo	Asimmetria	Curtosi
-0.0028	0.061	-0.17	0.18	-0.23	0.48

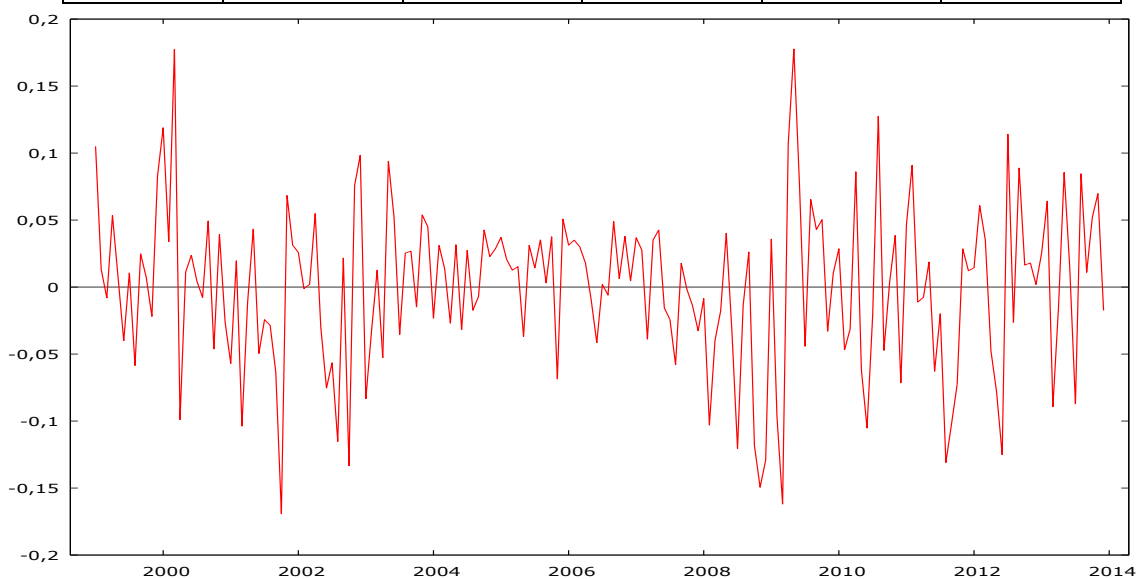


Grafico2.1 Andamento FTSE All-Shares.

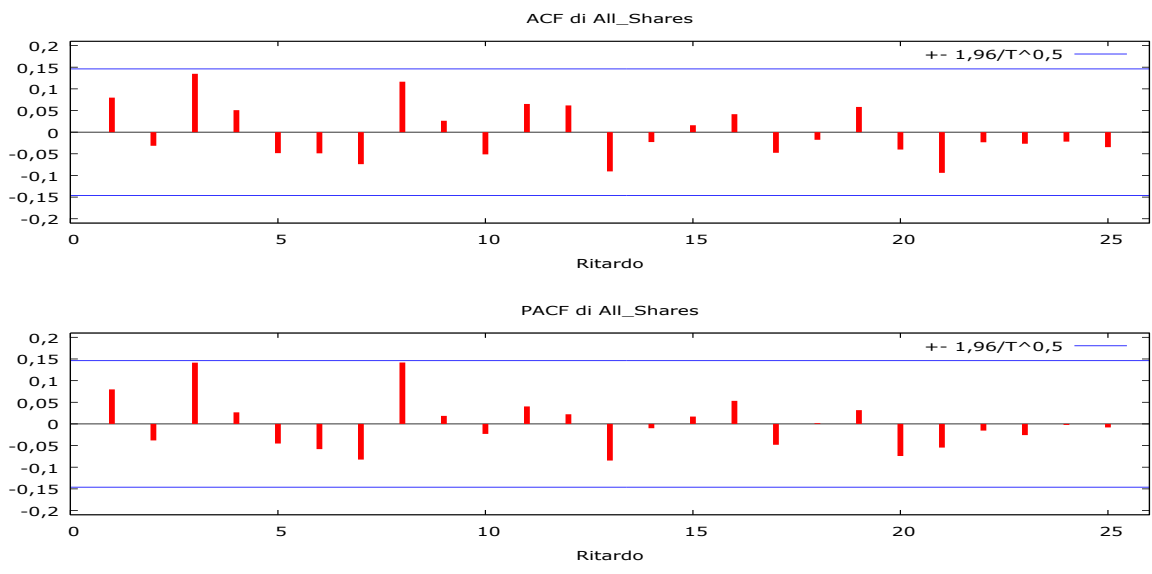


Grafico2. 2 Correlogramma del modello (S)ARIMA per il FTSE All-Shares.

All-Shares \sim ARIMA(3,0,0): $\alpha = 0$ (non significativa), $\phi_1 = \phi_2=0, \phi_3 = 0.14$

- Jarque - Bera: JB = 3.48, ρ -value = 0.18
- Ljung - Box: $Q(13) = 10.84 (\chi^2_{(12)})$, ρ -value = 0.54
- Arch – test: LM = 22.96, ρ -value = 0.042
- Per la varianza è stato stimato un modello GARCH(1,1).

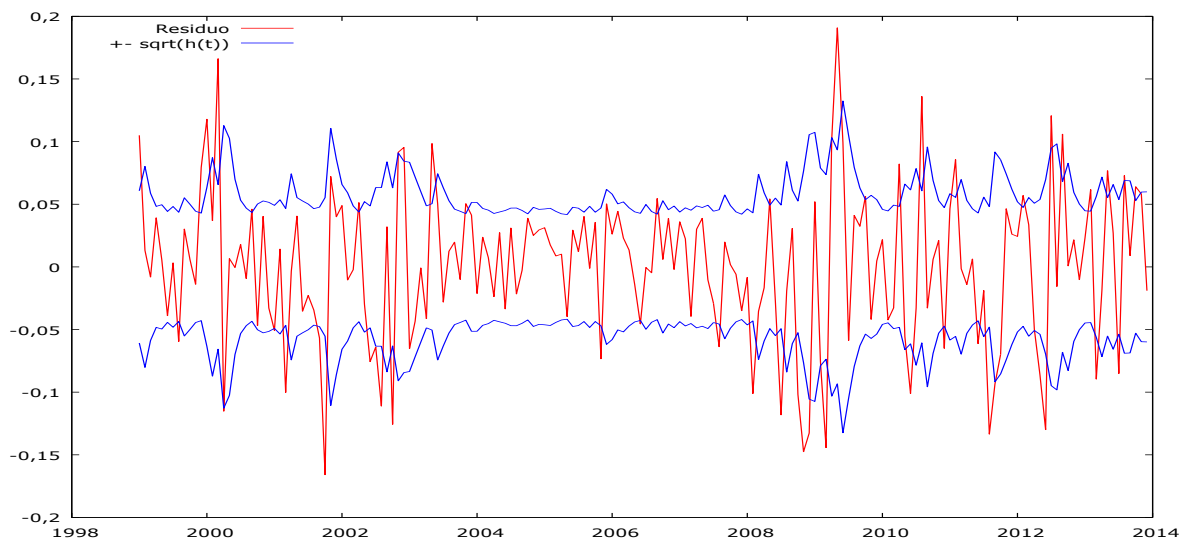


Grafico2. 3 Residui del modello (G)ARCH per il FTSE All-Shares.

2.2.2 DAX30

Media	Deviazione Standard	Minimo	Massimo	Asimmetria	Curtosi
0.0033	0.065	-0.21	0.20	-0.53	0.81

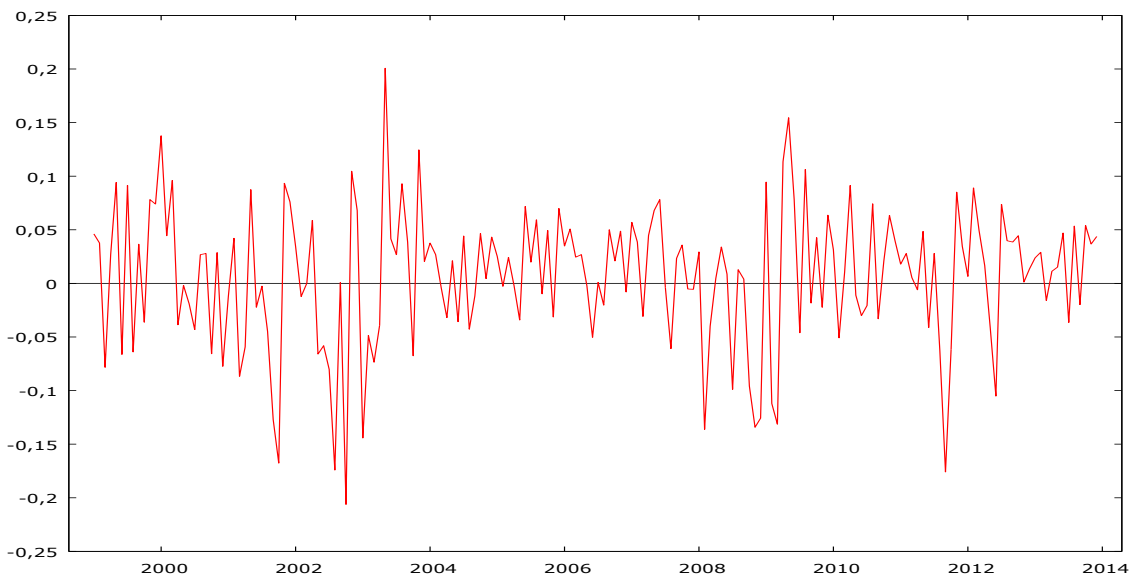


Grafico2. 4 Andamento del Dax30.

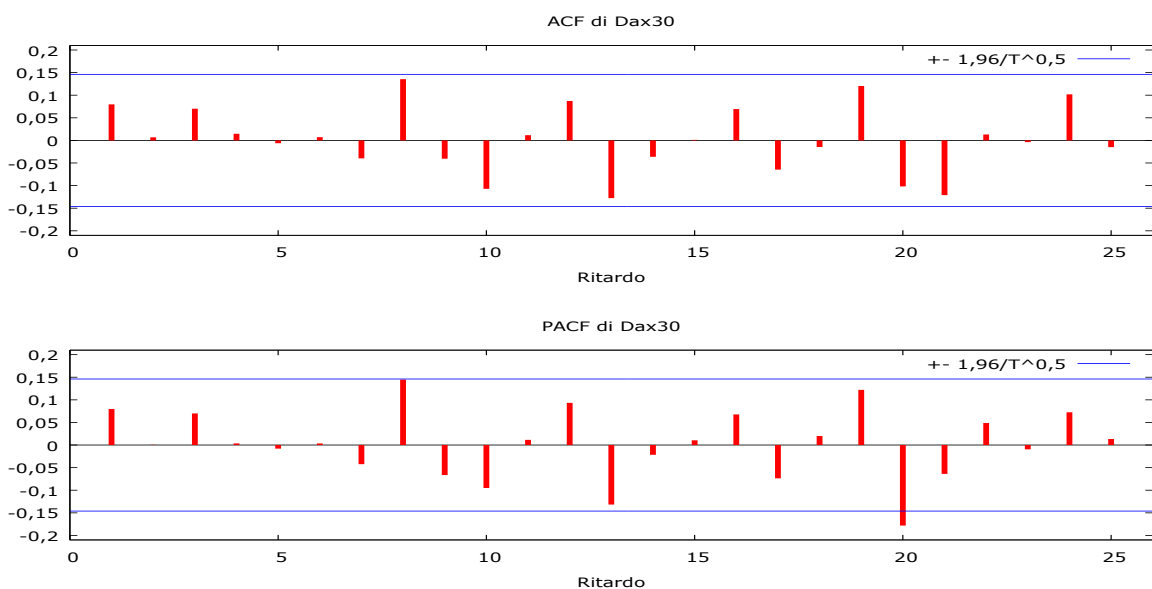


Grafico2. 5 Correlogramma del modello (S)ARIMA per il Dax30.

In questo caso non si ritiene necessaria alcuna stima per la media: il processo è ben approssimato da un White Noise a media nulla ($t\text{-ratio} = 0.68$, $\rho\text{-value} = 0.50$), incorrelato ($Q(13) = 13.17$, $\rho\text{-value} = 0.44$) con effetti eteroschedastici ($LM = 28.59$, $\rho\text{-value} = 0$). Per la varianza è stato stimato un GARCH(1,1).

2.2.3 Debito/PIL Italia

Media	Deviazione Standard	Minimo	Massimo	Asimmetria	Curtosi
0.00086	0.011	-0.041	0.057	0.43	7.18

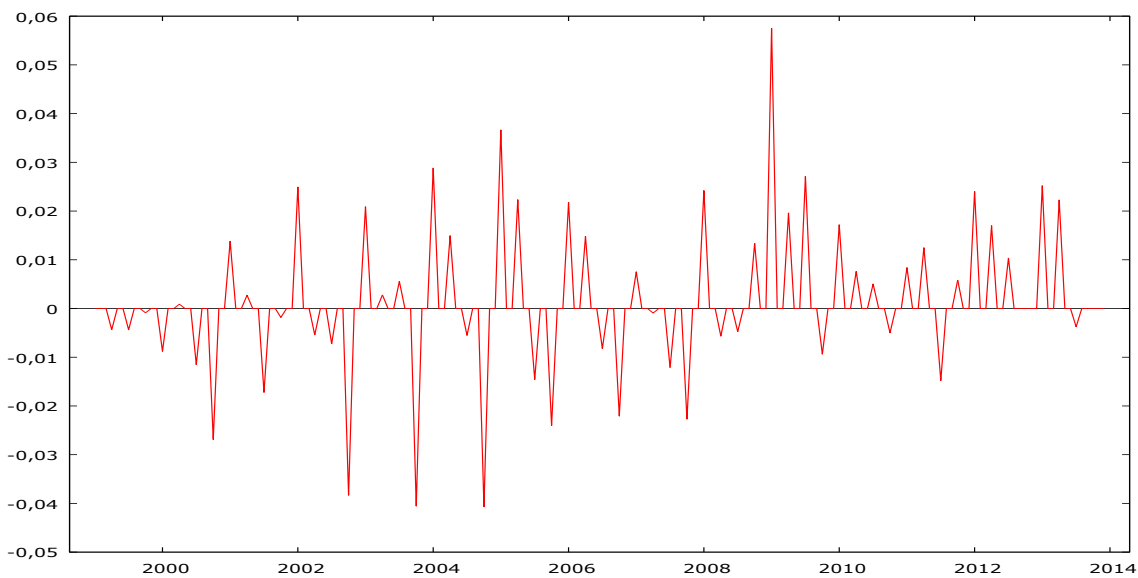


Grafico2. 6 Andamento debito/PIL Italia.

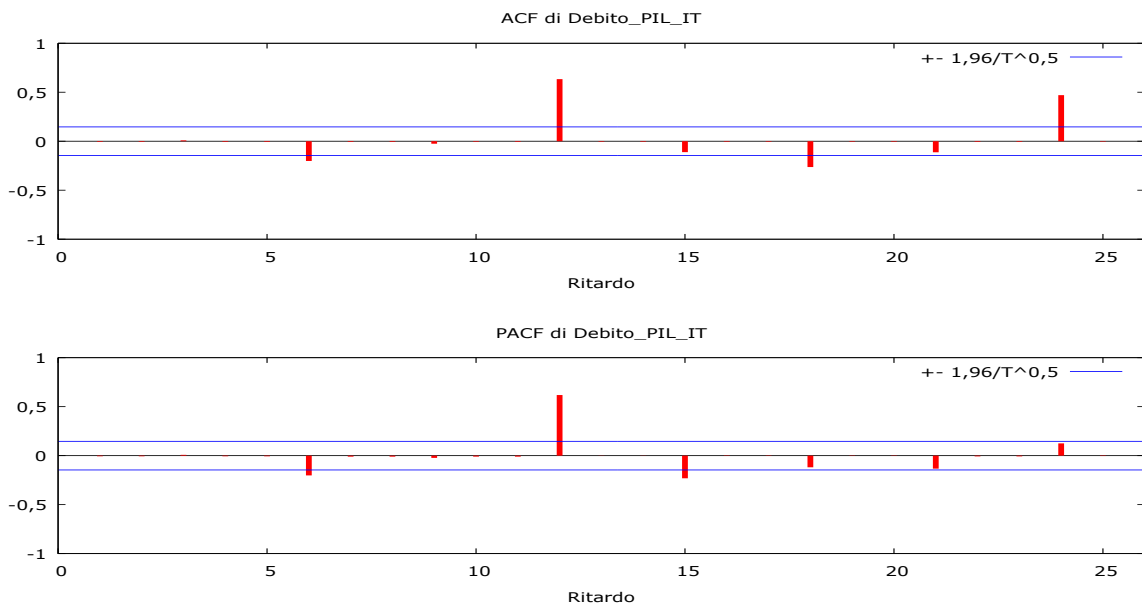


Grafico2. 7 Correlogramma del modello (S)ARIMA per debito/PIL Italia.

Debito/PIL It \sim SARIMA(0,0,0) x (0,1,2)₁₂: $\alpha = 0$ (significativa), $\Theta_1 = -0.51$, $\Theta_2 = -0.30$

- Jarque - Bera: JB = 98.66, ρ -value = 0
- Ljung - Box: Q(13) = 4.66 ($\chi^2_{(11)}$), ρ -value = 0.95
- Arch – test: LM = 30.96, ρ -value = 0
- Per la varianza nessun modello (G)ARCH è risultato appropriato.

2.2.4 Debito/PIL Germania

Media	Deviazione Standard	Minimo	Massimo	Asimmetria	Curtosi
0.0015	0.010	-0.025	0.096	5.18	40.8

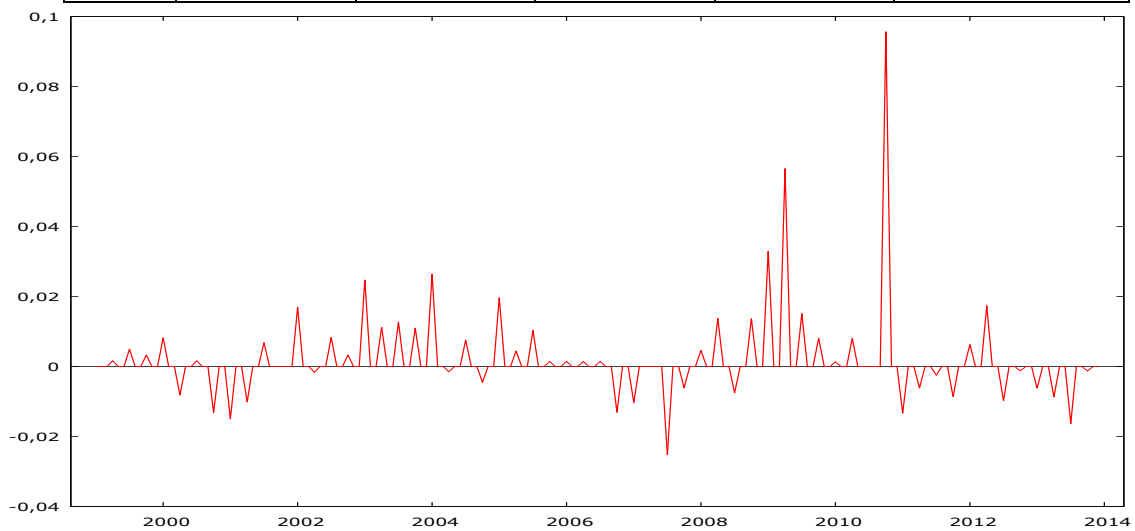


Grafico2. 8 Andamento debito/PIL Germania.

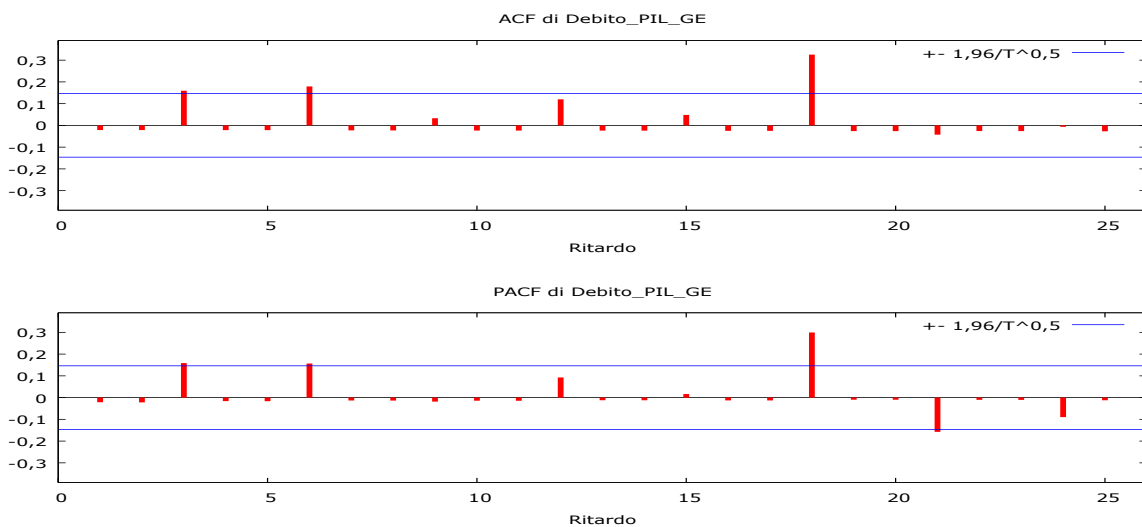


Grafico2. 9 Correlogramma del modello (S)ARIMA per debito/PIL Germania.

Il Debito/PIL Ge può essere approssimato da un White noise con media 0.0015 (t-ratio = 1.95, ρ -value = 0.052), incorrelato ($Q(13) = 14.64$, ρ -value = 0.33), ed omoschedastico (LM = 1.19, ρ -value = 0.99).

2.2.5 Spread BTP-Bund

Media	Deviazione Standard	Minimo	Massimo	Asimmetria	Curtosi
0.01	0.012	0.0014	0.0519	1.72	1.93

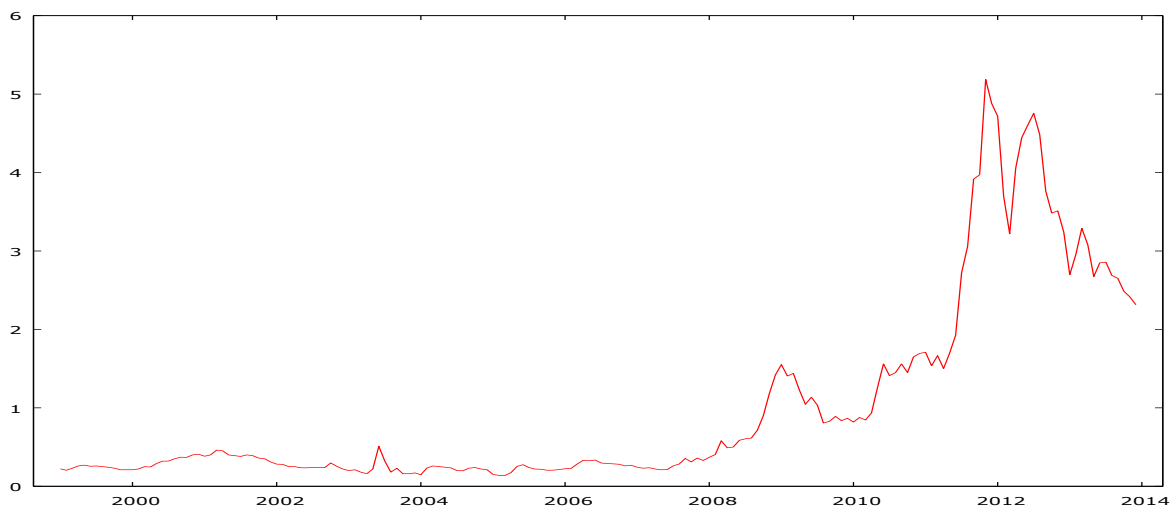


Grafico2. 10 Andamento spread.

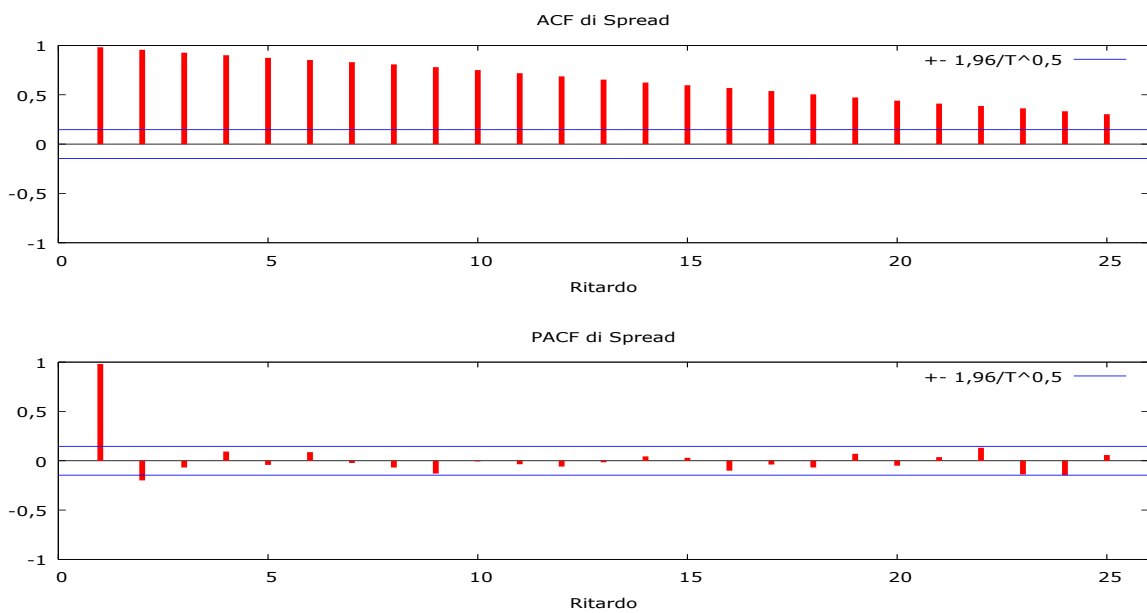


Grafico2. 11 Correlogramma del modello (S)ARIMA per lo spread.

Spread \sim ARIMA(5,1,0): $\alpha = 0$ (non significativa), $\phi_1 = 0.25$, $\phi_2 = \phi_4 = 0$, $\phi_3 = -0.15$, $\phi_5 = -0.17$

- Jarque - Bera: JB = 118.43, ρ -value = 0
- Ljung - Box: $Q(13) = 41.70$ ($\chi^2_{(10)}$), ρ -value = 0
- Arch - test: LM = 90.48, ρ -value = 0
- Per la varianza: GARCH(1,1)

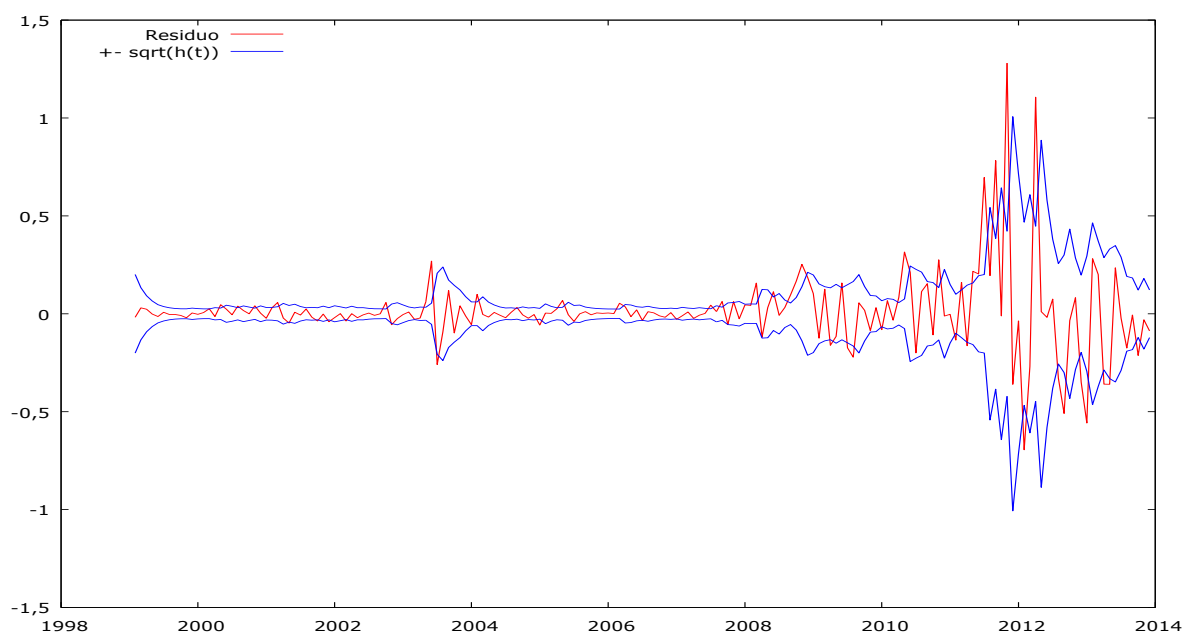


Grafico2. 12 Residui del il modello (G)ARCH per lo spread.

2.2.6 IPCA

Media	Deviazione Standard	Minimo	Massimo	Asimmetria	Curtosi
0.023	0.0080	-0.00092	0.042	-0.18	0.32

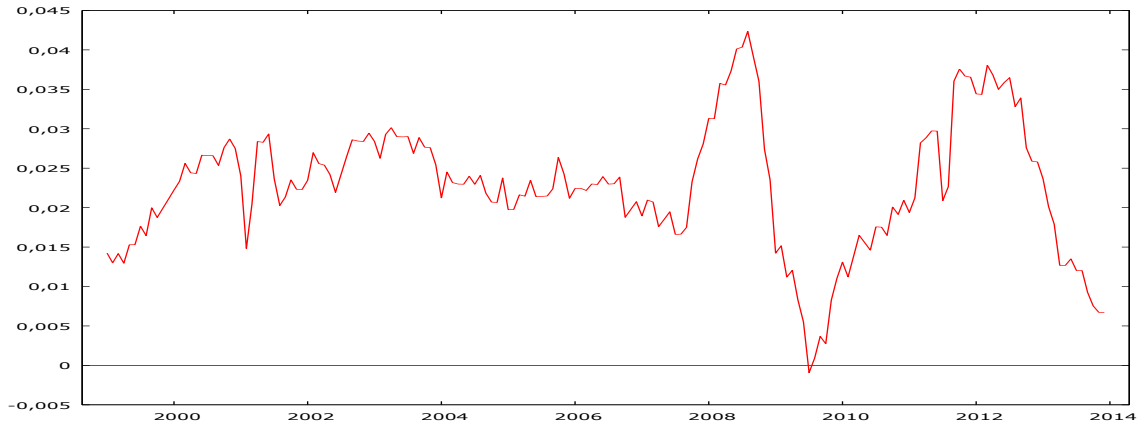


Grafico2. 13 Andamento Ipcas.

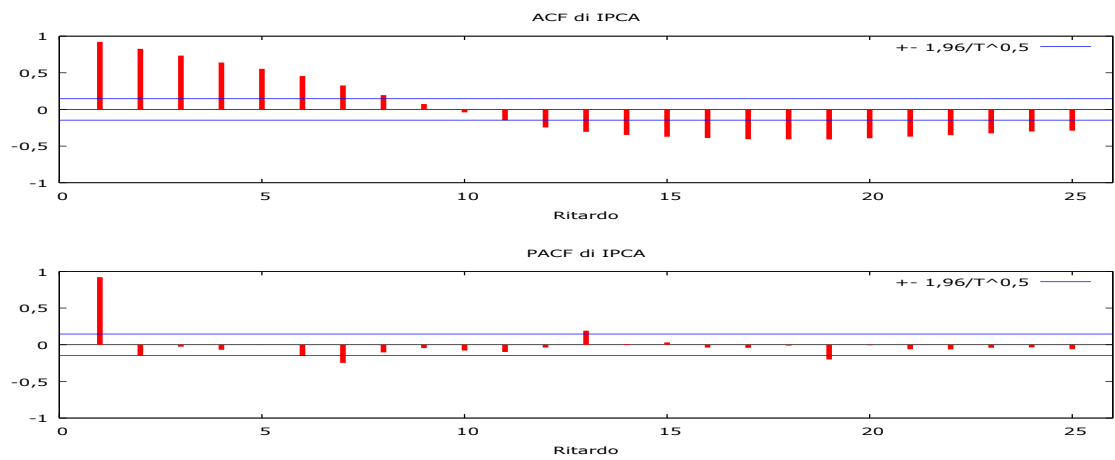


Grafico2. 14 Correlogramma del modello (S)ARIMA per Ipcas (Random Walk).

$IPCA \sim ARIMA(0,1,0) : \alpha = 0$ (non significativa)

- Jarque - Bera: $JB = 57.33$, $\rho\text{-value} = 0$
- Ljung - Box: $Q(13) = 33.17$ ($\chi^2_{(12)}$), $\rho\text{-value} = 0$
- Arch – test: $LM = 27.67$, $\rho\text{-value} = 0.010$
- Per la varianza: ARCH(2)

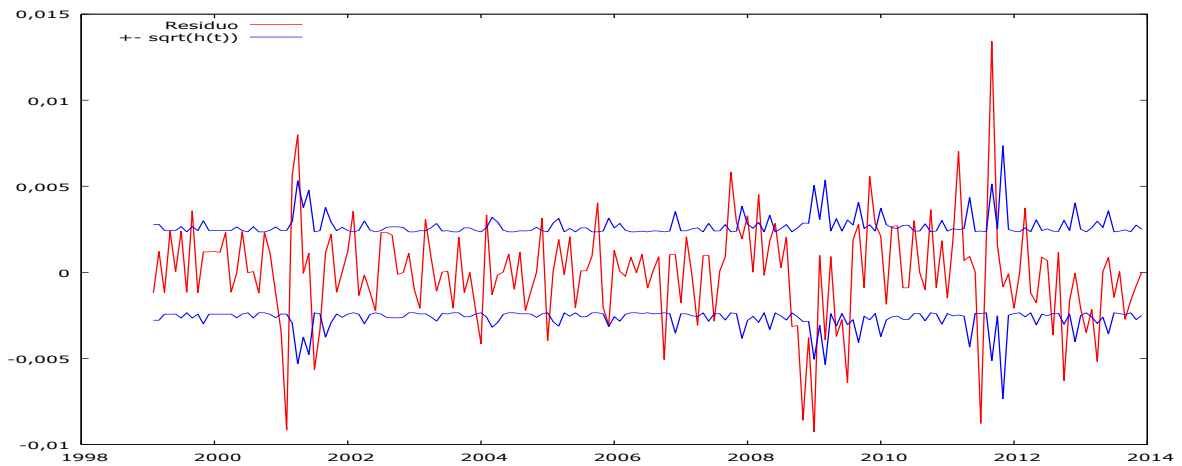


Grafico2. 15 Residui del modello (G)ARCH per Ipcas.

2.2.7 HVPI

Media	Deviazione Standard	Minimo	Massimo	Asimmetria	Curtosi
0.016	0.0078	-0.0074	0.035	-0.14	0.10

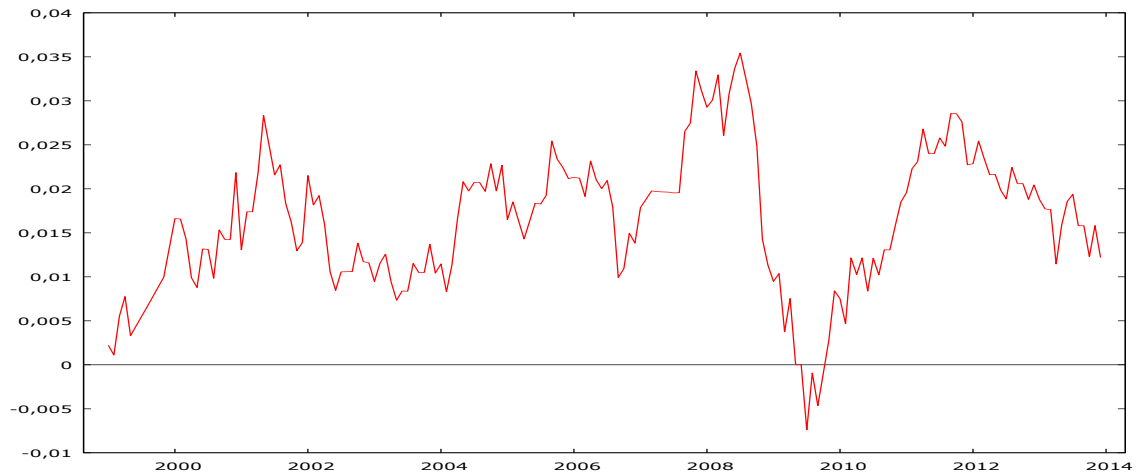


Grafico2. 16 Andamento HvpI.

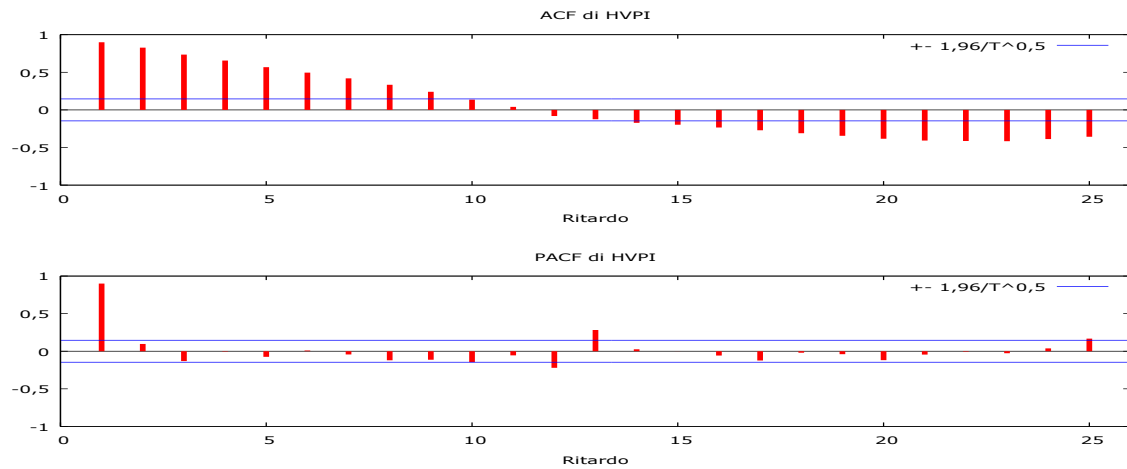


Grafico2. 17 Correlogramma del modello (S)ARIMA per HvpI (Random Walk).

HVPI \sim ARIMA(0,1,0): $\alpha = 0$ (non significativa)

- Jarque - Bera: JB = 1.95, ρ -value = 0.38
- Ljung - Box: Q(13) = 50.60 ($\chi^2_{(13)}$), ρ -value = 0
- Arch – test: LM = 21.77, ρ -value = 0.060

2.2.8 Euro-Dollaro

Media	Deviazione Standard	Minimo	Massimo	Asimmetria	Curtosi
0.0012	0.025	-0.075	0.064	0.055	0.033

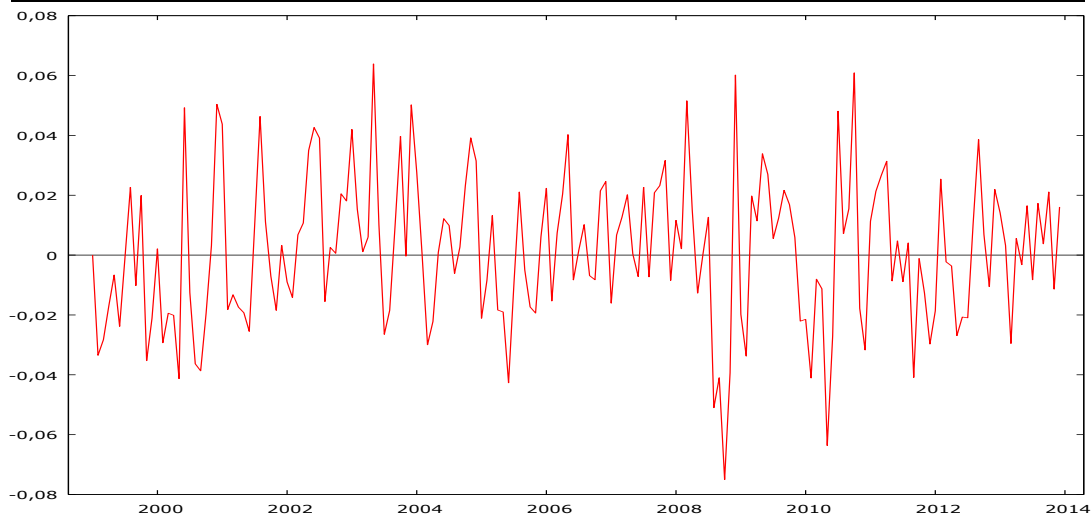


Grafico2. 18 Andamento Euro-Dollaro.

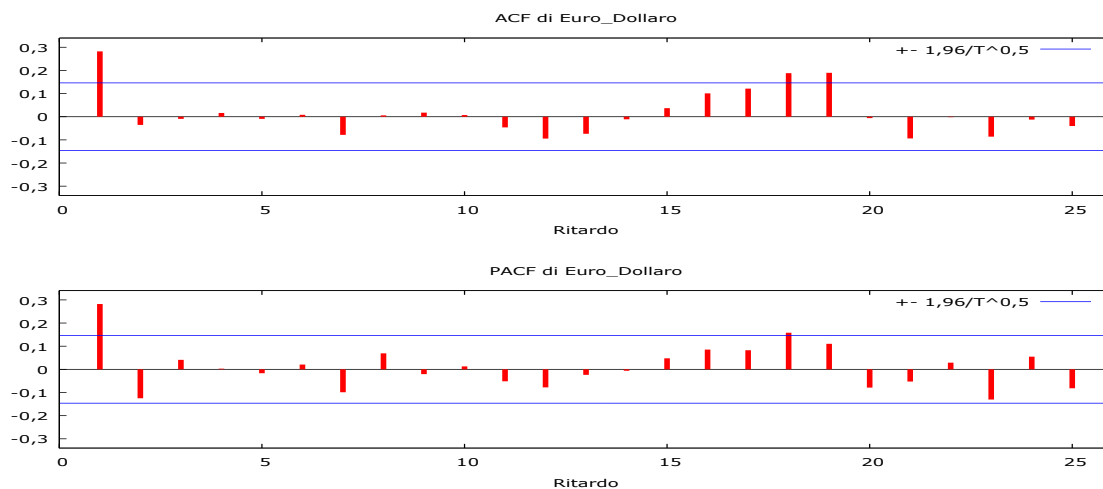


Grafico2. 19 Correlogramma del modello (S)ARIMA per Euro-Dollaro.

Euro-Dollaro \sim MA(1): $\alpha = 0$ (non significativa), $\theta_1 = 0.33$

- Jarque - Bera: JB = 1.47, ρ -value = 0.48
- Ljung - Box: $Q(13) = 4.74$ ($\chi^2_{(12)}$), ρ -value = 0.97
- Arch - test: LM = 17.83, ρ -value = 0.16

Capitolo 3. Analisi dei dati

3.1 Analisi dei dati di ciascun Paese: modello ARX

Il primo passo dell'analisi dati consiste nel verificare che la componente autoregressiva non risulti significativa nelle stime. I primi due modelli sono costruiti considerando come variabili dipendenti i rendimenti dei due indici di mercato, mentre tra le indipendenti inseriamo tutte le altre variabili, dei rispettivi Paesi, che sono state descritte in precedenza (rapporto debito/PIL, tasso di cambio, inflazione, spread), alle quale vengono aggiunte due variabili dicotomiche. Si tratta delle variabili denominate LB e TT: la prima assume valore nullo fino al mese di settembre del 2008, quando avvenne il crack Lehman Brothers e poi assume valore uno; la seconda invece assume valore nullo fino al settembre 2001, mese del crollo delle Twin Towers. La volontà di inserirle deriva dal fatto che è necessario verificare l'impatto statistico che questi due importantissimi eventi hanno avuto sui mercati stranieri, ben sapendo che nel mercato americano i loro effetti furono marcati (dopo l'attacco al WTC la borsa rimase chiusa fino al 17 settembre, la settimana dopo l'indice Dow Jones perse circa il 14%; invece il giorno della bancarotta Lehman Brothers, lo stesso indice chiuse con 500 punti in meno).

3.1.1 Modello 1: FTSE All-Shares

Log-verosimiglianza = 256,67

Determinante della matrice di covarianza = 0,0033

AIC = -2,78, BIC = -2,64, HQC = -2,72

Test portmanteau: LB(44) = 47,83, df = 43 [0,28]

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0020	0,011	0,18	0,85	
All_Shares_1	0,048	0,074	0,65	0,52	
Debito_PIL_IT	0,38	0,42	0,90	0,37	
Euro_Dollaro	0,21	0,19	1,15	0,25	
LB	-0,0016	0,010	-0,16	0,87	
TT	-0,0054	0,013	-0,43	0,67	
d_IPCA	0,42	1,58	0,27	0,79	
d_Spread	-6,86	2,19	-3,13	0,0020	***

Media var. dipendente	-0,000789	SQM var. dipendente	0,060486
Somma quadr. residui	0,595518	E.S. della regressione	0,059013
R-quadro	0,085534	R-quadro corretto	0,048100
F(7, 171)	2,28	P-value(F)	0,030
rho	-0,072452	Durbin-Watson	2,14
Test F per zero vincoli: tutti i ritardi di All_Shares F(1, 171) = 0,42468 [0,5155]			

3.1.2 Modello 2: DAX30

Log-verosimiglianza = 239,69

Determinante della matrice di covarianza = 0,0040

AIC = -2,59, BIC = -2,45, HQC = -2,53

Test portmanteau: LB(44) = 59,20, df = 43 [0,051]

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,00075	0,012	-0,065	0,95	
Dax30_1	0,067	0,075	0,89	0,38	
Debito_PIL_GE	0,47	0,48	1,00	0,32	
Euro_Dollaro	-0,016	0,21	-0,078	0,94	
LB	0,0040	0,011	0,37	0,71	
TT	0,0025	0,014	0,18	0,86	
d_HVPI	1,74	1,47	1,18	0,24	
d_Spread	-5,17	2,39	-2,16	0,032	**

Media var. dipendente	0,005698	SQM var. dipendente	0,065220
Somma quadr. residui	0,719950	E.S. della regressione	0,064886
R-quadro	0,049127	R-quadro corretto	0,010202
F(7, 171)	1,26	P-value(F)	0,27
rho	-0,044274	Durbin-Watson	2,085
Test F per zero vincoli: tutti i ritardi di Dax30 F(1, 171) = 0,789 [0,3757]			

Come previsto dalla Teoria dei mercati efficienti in forma debole, il primo ritardo non è significativo: ogni rendimento, infatti, non dovrebbe essere influenzato da quello realizzatosi nel periodo precedente, né influenzare quello del periodo successivo. Comunque i modelli 1 e 2 sono in generale pessimi per le stime: la significatività è limitata in entrambi i casi alla differenza prima dello spread BTP-Bund. Sorprendentemente il coefficiente è fortemente negativo: infatti, mentre era pronosticabile che per l'Italia fosse così, visto che uno spread elevato indica un rischio maggiore d'insolvenza; per la Germania non lo era affatto, per lo stesso motivo, dato che un rafforzamento dello spread indica un rafforzamento della posizione tedesca, almeno rispetto a quella italiana e invece osserviamo che l'impatto è ancora negativo (anche se minore), quindi possiamo concludere che l'instabilità italiana si riflette anche sui suoi partner commerciali.

Benché non significativi, notiamo che gli effetti del tasso di cambio e dell'inflazione (differenziata) sono molto diversi: per l'Italia il tasso di cambio è marginalmente positivo, mentre per la Germania debolmente negativo; l'inflazione invece è positiva per entrambi, ma l'effetto sull'indice tedesco è quattro volte quello sull'indice FTSE.

Infine il rapporto debito/PIL ha effetti molto simili e concordi sui due mercati, mentre le variabili dicotomiche hanno segno negativo per l'Italia e positivo per la Germania.

3.2 Stime OLS: primo ritardo delle variabili esplicative

Sulla stessa lunghezza d'onda dell'analisi precedente, ha senso controllare se siano i valori ritardati delle variabili esplicative a influenzare la variabile dipendente, piuttosto che sia il primo ritardo della stessa a farlo. Anche in questo caso tuttavia non ci aspettiamo che i ritardi siano significativi, sostanzialmente per gli stessi motivi.

In particolare si può presupporre che ciò valga per lo spread: visto che la variazione mensile non è solitamente molto marcata, la significatività evidenziata nelle regressioni precedenti dovrebbe ricomparire in queste.

3.2.1 Modello 3: All-Shares

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0011	0,011	0,10	0,92	
Debito_PIL_IT_1	-0,075	0,41	-0,18	0,86	
Euro_Dollaro_1	0,19	0,18	1,028	0,31	
LB	0,0014	0,0099	0,15	0,88	
TT	-0,0050	0,012	-0,40	0,69	
d_IPCA_1	0,66	1,54	0,42	0,67	
d_Spread_1	-9,058	2,13	-4,25	0,00004	***
Media var. dipendente	-0,000868	SQM var. dipendente		0,060647	
Somma quadr. residui	0,574837	E.S. della regressione		0,057979	
R-quadro	0,117026	R-quadro corretto		0,086044	
F(6, 171)	3,78	P-value(F)		0,0015	
Log-verosimiglianza	257,88	Criterio di Akaike		-501,77	
Criterio di Schwarz	-479,50	Hannan-Quinn		-492,74	
rho	0,007660	Durbin-Watson		1,98	

3.2.2 Modello 4: DAX30

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,00075	0,012	-0,64	0,95	
Debito_PIL_GE_1	0,31	0,47	0,66	0,51	
Euro_Dollaro_1	0,085	0,21	0,41	0,68	
LB	0,0057	0,011	0,53	0,60	
TT	0,0022	0,014	0,16	0,88	
d_HVPI_1	1,37	1,47	0,93	0,35	
d_Spread_1	-6,73	2,36	-2,85	0,0049	***
Media var. dipendente	0,005518	SQM var. dipendente	0,065359		
Somma quadr. residui	0,709762	E.S. della regressione	0,064426		
R-quadro	0,061309	R-quadro corretto	0,028373		
F(6, 171)	1,86	P-value(F)	0,090		
Log-verosimiglianza	239,12	Criterio di Akaike	-464,24		
Criterio di Schwarz	-441,97	Hannan-Quinn	-455,21		
rho	0,025524	Durbin-Watson	1,94		

Le attese sono state rispettate: la significatività riguarda anche stavolta il solo spread, in entrambi i casi. Si può notare nuovamente una certa eterogeneità nei risultati: le spread ha un effetto fortemente negativo, addirittura maggiore come valore rispetto a prima; le variabili Debito/PIL e TT hanno effetti discordi nelle due situazioni, le altre concordi anche se molto differenti in termini meramente quantitativi.

3.3 Stime OLS: variabili non ritardate

Il passo successivo prevede, come diretta conseguenza delle analisi appena eseguite, l'eliminazione dei ritardi sia della variabile dipendente che di quelle esplicative, visto che in nessuno dei casi esse sono risultate significative.

3.3.1 Modello 5: All-Shares

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0048	0,011	0,45	0,65	
Debito_PIL_IT	0,36	0,42	0,85	0,40	
Euro_Dollaro	0,21	0,19	1,14	0,26	
LB	-0,0016	0,010	-0,16	0,87	
TT	-0,0058	0,012	-0,46	0,65	
d_IPCA	0,38	1,56	0,24	0,81	
d_Spread	-7,067	2,17	-3,26	0,0013	***

Media var. dipendente	-0,000789	SQM var. dipendente	0,060486
Somma quadr. residui	0,596997	E.S. della regressione	0,058914
R-quadro	0,083263	R-quadro corretto	0,051284
F(6, 172)	2,60	P-value(F)	0,019
Log-verosimiglianza	256,45	Criterio di Akaike	-498,90
Criterio di Schwarz	-476,59	Hannan-Quinn	-489,85
rho	-0,030118	Durbin-Watson	2,059

3.3.2 Modello 6: DAX30

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0022	0,012	0,19	0,85	
Debito_PIL_GE	0,44	0,47	0,92	0,36	
Euro_Dollaro	-0,022	0,21	-0,11	0,91	
LB	0,0044	0,011	0,40	0,69	
TT	0,0023	0,014	0,17	0,87	
d_HVPI	1,77	1,47	1,20	0,23	
d_Spread	-5,41	2,38	-2,28	0,024	**

Media var. dipendente	0,005698	SQM var. dipendente	0,065220
Somma quadr. residui	0,723272	E.S. della regressione	0,064847
R-quadro	0,044739	R-quadro corretto	0,011416
F(6, 172)	1,34	P-value(F)	0,24
Log-verosimiglianza	239,28	Criterio di Akaike	-464,55
Criterio di Schwarz	-442,24	Hannan-Quinn	-455,51
rho	0,019632	Durbin-Watson	1,96

Non ci sono molte novità: la significatività è limitata al differenziale di rendimento dei titoli di stato, il cui effetto è tuttavia molto cambiato. In entrambi i casi l'aumento del differenziale ha un'incidenza negativa (maggiore per l'Italia) sui rendimenti di mercato, che però risulta inferiore di circa due unità rispetto ai corrispondenti studi precedenti. Debito/PIL e inflazione hanno effetti concordi (simili per la prima variabile, molto diversi per la seconda), discordi le dummy e il tasso di cambio.

In generale i risultati non sono buoni perché la carenza di variabili significative provoca anche una capacità minima di predizione da parte dei modelli. La situazione è anche peggiore considerando per i dati tedeschi il valore del test F congiunto sulla significatività dei coefficienti stimati, che ci porta ad accettare l'ipotesi nulla di uguaglianza a zero (i risultati dei test congiunti sono molto più indicativi di quelli sui singoli coefficienti, poiché danno un'idea di quanto la variabilità del fenomeno viene colta dalla stima effettuata nel suo complesso).

Tuttavia ciò non ci impedisce di trarre delle interessanti conclusioni: dall'analisi svolta si evince che considerando dati mensili, il mercato non sembra essere stato influenzato dalle *news* provenienti dai vari governi e riguardanti l'andamento economico dei rispettivi Paesi e nemmeno dai gravi fatti storico-economici considerati, i quali hanno scosso il mondo intero benché siano avvenuti in America. Comunque non è sbagliato presupporre che gli effetti siano stati visibili nel breve periodo (come si è detto riguardo all'andamento del mercato americano in seguito a tali fatti) e che quindi tali eventi siano paragonabili a dei semplici shock di mercato non in grado di influenzare l'andamento nel lungo periodo. La significatività dell'andamento dello spread può invece essere interpretata come sensibilità degli agenti alla possibilità di investire nel Paese: almeno per quanto riguarda il caso italiano, come già accennato, un aumento indica che tale investimento risulta più rischioso e di conseguenza un investitore razionale è meno propenso a farlo. Tale incertezza si trasmette anche agli investitori delle aziende che in quel Paese sono quotate, i quali sono spinti a vendere le loro partecipazioni causando l'abbassamento dei prezzi delle azioni. Tuttavia non è così facile capire perché l'effetto sia negativo anche per la Germania: attualmente gli spread maggiormente considerati a livello europeo sono quelli tra i titoli dei vari stati e i corrispettivi tedeschi, proprio perché l'economia della Germania è (da diversi anni) la più solida; perciò non dovrebbe essere, in linea di massima, un male per la Germania stessa un aumento del differenziale di rendimento. Una delle chiavi di lettura del fenomeno può essere l'Europa in sé: è sotto gli occhi di tutti che effetti destabilizzanti abbia avuto il "quasi - default" della Grecia, un'economia dal ruolo tutto sommato marginale all'interno del quadro complessivo europeo. Pertanto è possibile che il pericolo generato dal rischio d'insolvenza per l'Italia, riflesso dall'andamento dello spread, abbia un effetto recessivo anche sul mercato di Francoforte. Questo perché il fallimento dell'Italia sarebbe molto più dannoso e catastrofico per l'Europa rispetto a quello della Grecia (o del Portogallo, o dell'Irlanda...), nonostante abbia un'importanza non proprio ai primi posti nella classifica degli Stati europei, anche se di certo molto superiore a quella ellenica.

Conclusioni

L'effetto degli indicatori economici scelti sull'andamento dei mercati considerati è quasi irrilevante: l'alta variabilità che identifica generalmente i rendimenti di mercato (valori positivi e negativi che si alternano senza una qualche forma di regolarità) non aiuta di certo

l'analisi, visto che, al contrario, l'andamento delle variabili esplicative viene ampiamente studiato e molto spesso correttamente predetto, ancor prima che vengano diramati i dati ufficiali da parte dei rispettivi Istituti Nazionali di Statistica.

Appare evidente la necessità di provare altre strade, anche a costo di dover eliminare alcune variabili esplicative dalle regressioni.

3.4 Stime OLS: analisi “incrociate”

Un modello alternativo può essere costruito usando come variabile dipendente, sempre l'indice di mercato, mentre come esplicative le variabili economiche dell'altro Paese. In sostanza, sui rendimenti dell' All-Shares verranno regredite le variabili tedesche, mentre sul Dax quelle italiane: in questo modo dovremmo essere in grado di cogliere quanto le notizie provenienti dall'uno siano in grado d'influenzare l'andamento del mercato dell'altro Stato e confrontare gli effetti reciproci. Chiaramente le due regressioni avranno due variabili indipendenti comuni, ovvero lo spread e il tasso di cambio, dato che la moneta è unica e il differenziale riguarda proprio i titoli dei due Stati. Nei modelli utilizzati per questa analisi non considereremo le variabili ritardate (né esplicative né dipendenti), né le variabili dicotomiche vista la totale assenza di significatività notata nelle regressioni precedenti.

3.4.1 Modello 7: All-Shares

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,0033	0,0044	-0,75	0,45	
Debito_PIL_GE	0,28	0,42	0,67	0,50	
Euro_Dollaro	0,17	0,18	0,92	0,36	
d_HVPI	2,27	1,31	1,72	0,087	*
d_Spread	-7,19	2,13	-3,38	0,00089	***
Media var. dipendente	-0,000789	SQM var. dipendente		0,060486	
Somma quadr. residui	0,588821	E.S. della regressione		0,058172	
R-quadro	0,095819	R-quadro corretto		0,075033	
F(4, 174)	4,61	P-value(F)		0,0015	
Log-verosimiglianza	257,68	Criterio di Akaike		-505,37	
Criterio di Schwarz	-489,43	Hannan-Quinn		-498,90	
rho	-0,043856	Durbin-Watson		2,086	

3.4.2 Modello 8: DAX30

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	0,0031	0,0048	0,63	0,53	
Debito_PIL_IT	0,60	0,45	1,33	0,19	
Euro_Dollaro	0,030	0,20	0,15	0,88	
d_IPCA	-1,54	1,70	-0,91	0,37	
d_Spread	-5,18	2,36	-2,19	0,030	**
Media var. dipendente	0,005698	SQM var. dipendente		0,065220	
Somma quadr. residui	0,721378	E.S. della regressione		0,064388	
R-quadro	0,047242	R-quadro corretto		0,025339	
F(4, 174)	2,16	P-value(F)		0,076	
Log-verosimiglianza	239,51	Criterio di Akaike		-469,022	
Criterio di Schwarz	-453,085	Hannan-Quinn		-462,56	
rho	0,045583	Durbin-Watson		1,91	

Rimane fondamentale, anche questa volta, il ruolo dello spread, il quale risulta significativo in entrambi i casi. L'impatto sul mercato è nuovamente negativo e simile come valore a quello stimato in precedenza; per il resto non mancano comunque delle differenze. Riguardo al caso italiano, per esempio, si può notare che anche l'inflazione tedesca ha un effetto significativo (seppur al 10%, mentre la significatività, nelle regressioni, si considera generalmente al 5 o all'1%), positivo e anche piuttosto elevato come valore. Una possibile interpretazione di questo fatto è che l'aumento dei prezzi dei beni contenuti nel paniere utilizzato per calcolare l'inflazione in Germania (che è sicuramente, almeno in parte, diverso da quello utilizzato in Italia), spinga gli acquirenti tedeschi ad aumentare le importazioni dalle aziende italiane che producono tali beni, le quali ne beneficiano anche dal punto di vista finanziario, vedendo migliorata la propria posizione sul mercato delle azioni.

Il rapporto debito/PIL e il tasso di cambio hanno un effetto positivo e simile come valore. Passando al Dax30 la situazione cambia: l'inflazione italiana ha segno negativo, per quanto riguarda il valore vero e proprio, ma non è significativa; nemmeno le altre due variabili lo sono e il coefficiente a loro collegato è positivo, ma i valori sono molto diversi. Per quanto riguarda l'inflazione i risultati indicano che un aumento dei prezzi in Italia avrebbe un effetto recessivo sul mercato tedesco, ma ciò è poco credibile nella realtà dei fatti visto che la Germania è ben lontana da essere dipendente dall'Italia per quanto riguarda le importazioni.

L'effetto del tasso di cambio è irrilevante e la significatività ampiamente non accettabile, al contrario il rapporto debito/PIL avrebbe un effetto non sottovalutabile, ma la significatività non è garantita dal valore della *p-value* della statistica del coefficiente corrispondente.

Infine, dando uno sguardo alle statistiche generali del modello, notiamo che il test F di significatività congiunta dei parametri ci porta a rifiutare l'ipotesi di nullità nel caso dell'All-Shares, come in precedenza e ad accettarla per il Dax30 (come in precedenza) anche se il *p-value* è vicino al limite del 5% sotto cui si è soliti rifiutare l'ipotesi nulla. Ciò dimostra, in parte, un miglioramento della capacità di analisi del modello. “In parte” perché la varianza non spiegata risulta ancora molto elevata e gli R^2 sono molto bassi (minori di alcuni realizzati in precedenza, ma anche maggiori di altri).

Conclusioni

Anche in questa ulteriore variazione, il tipo di modello scelto risulta utile solo in maniera marginale nella spiegazione del fenomeno preso in considerazione: bassa quantità di varianza spiegata e significatività quasi nulla dei coefficienti, se presenti allo stesso tempo, indicano proprio questo e che si dovrebbe pensare a qualcosa che aumenti almeno uno dei due. Infatti se riuscissimo ad innalzare gli R^2 (almeno oltre 0.5) potremmo dire di avere un modello che spiega in buona parte il fenomeno (ed è probabile che ciò avvenga perché le variabili scelte sono significative); la strada alternativa è difficilmente percorribile: cercare altre variabili che possano influenzare l'andamento del mercato non è l'obiettivo di questo studio, il quale è incentrato sul verificare quale sia l'effetto che hanno le variabili scelte e non quello di altre; inoltre trovarne altre non garantisce come diretta conseguenza e in ogni caso che la variabilità spiegata risulti essere superiore.

3.5 Stime OLS: CAPM

Alla luce dei risultati ottenuti e delle ipotesi iniziali ha senso fare un ultimo tentativo per verificare l'effetto dell'economia tedesca sul mercato italiano: prendendo spunto dalla teoria del CAPM potremmo considerare il Dax30 come il **mercato** e il FTSE come la serie dei rendimenti di un **titolo** che fa parte di tale mercato⁸. In realtà ciò non corrisponde al vero, ma può essere considerato una buona approssimazione se partiamo dal presupposto che il

⁸ APPENDICE A

Dax potrebbe avere qualche influenza sull' All-Shares, visto che la Germania è stata in grado, negli ultimi anni, di spostare da sola gli equilibri dell'economia europea. In più, statisticamente parlando, la variabilità dei rendimenti di un indice viene solitamente ben catturata da quella di un altro indice (che ha un effetto statisticamente significativo), a vantaggio di un miglioramento della specificazione.

3.5.1 Modello 9: All-Shares

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,0054	0,0025	-2,16	0,032	**
Dax30	0,75	0,039	19,39	<0,00001	***
Debito_PIL_IT	-0,13	0,23	-0,57	0,57	
Euro_Dollaro	0,17	0,10	1,70	0,091	*
d_IPCA	1,58	0,87	1,81	0,072	*
d_Spread	-3,25	1,23	-2,65	0,0089	***
Media var. dipendente	-0,000789	SQM var. dipendente		0,060486	
Somma quadr. residui	0,188470	E.S. della regressione		0,033006	
R-quadro	0,710590	R-quadro corretto		0,702225	
F(5, 173)	84,95	P-value(F)		9,83e-45	
Log-verosimiglianza	359,65	Criterio di Akaike		-707,28	
Criterio di Schwarz	-688,16	Hannan-Quinn		-699,53	
rho	-0,197592	Durbin-Watson		2,38	

Molto è cambiato rispetto a prima: la significatività per le variabili non è più limitata allo spread, ma si è estesa anche ai tassi di cambio e inflazione, oltre che alla costante. Il Dax è fortemente significativo, come speravamo di osservare; il rapporto debito/PIL invece è l'unica altamente non significativa e il suo effetto risulta leggermente negativo (un aumento genera maggiore incertezza sui conti pubblici che, da quello che possiamo notare, inficerebbe negativamente anche sul mercato).

Eliminando quest'ultima possiamo osservare il vero effetto delle altre:

3.5.2 Modello 10

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,0055	0,0025	-2,22	0,028	**
Dax30	0,75	0,039	19,47	<0,00001	***
Euro_Dollaro	0,18	0,10	1,76	0,080	*
d_IPCA	1,66	0,86	1,93	0,056	*
d_Spread	-3,21	1,22	-2,63	0,0094	***

Media var. dipendente	-0,000789	SQM var. dipendente	0,060486
Somma quadr. residui	0,188828	E.S. della regressione	0,032943
R-quadro	0,710040	R-quadro corretto	0,703374
F(4, 174)	106,52	P-value(F)	1,05e-45
Log-verosimiglianza	359,47	Criterio di Akaike	-708,94
Criterio di Schwarz	-693,0036	Hannan-Quinn	-702,48
rho	-0,196792	Durbin-Watson	2,37

L'effetto del differenziale è negativo ma contenuto rispetto a ciò che avevamo osservato in precedenza, le altre tre invece hanno un effetto positivo: il tasso di cambio è quella meno influente, segue il Dax e infine l'inflazione. In particolare l'effetto del mercato tedesco mostra che il suo andamento influisce in maniera positiva su quello italiano, anche se meno che proporzionale: dal punto di vista della Teoria del CAPM siamo quindi in una situazione di $\beta < 1^9$, ovvero l'indice italiano si comporta nei confronti di quello tedesco, assunto come mercato, in un modo paragonabile ad un titolo difensivo.

Ciò significa che avere in portafoglio l'All-Shares comporta, per l'investitore, la diminuzione del rischio dell'investimento dovuta a una contrazione del rischio sistematico del mercato¹⁰, il quale dipende dalla variabilità del mercato stesso nonché dal β . Proprio per questo i titoli difensivi sono generalmente molto scambiati durante le recessioni.

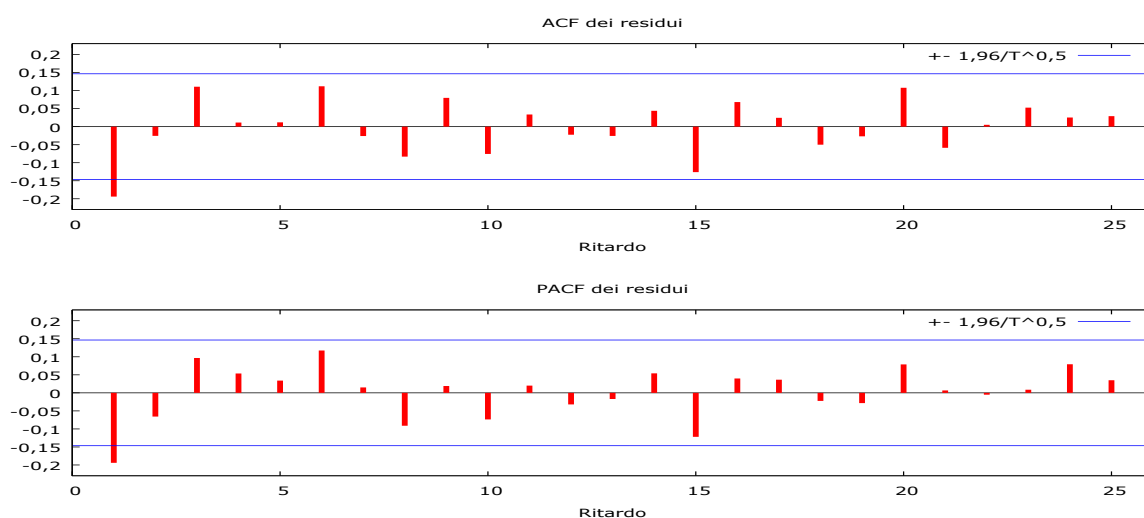


Grafico 3. 1 Correlogramma dei residui del modello 10.

⁹ APPENDICE A

¹⁰ $\sigma^2 = \beta^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\varepsilon}^2$, dove σ^2 è la varianza del titolo, β il suo beta, σ_M^2 la varianza del mercato e il σ_{ε}^2 il rischio specifico del titolo.

Il correlogramma dei residui del modello risulta buono: solo il primo ritardo è significativo, mentre gli altri sono ampiamente all'interno delle bande di confidenza al 95%.

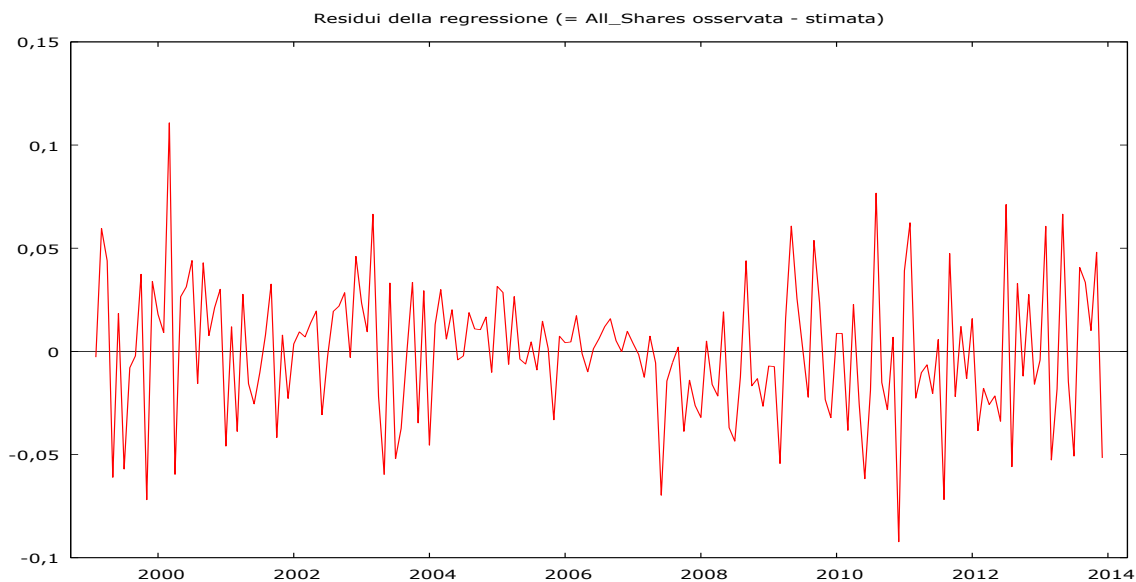


Grafico 3.2 Residui del modello 10.

Anche il grafico dei residui risulta abbastanza soddisfacente, perché non si riscontra un andamento regolare e c'è una buona alternanza tra valori positivi e negativi.

Il confronto tra valori stimati ed effettivi, al contrario, non è eccezionale ma possiamo accontentarci, visto che anche l' R^2 ci aveva anticipato un adattamento attorno al 70% :

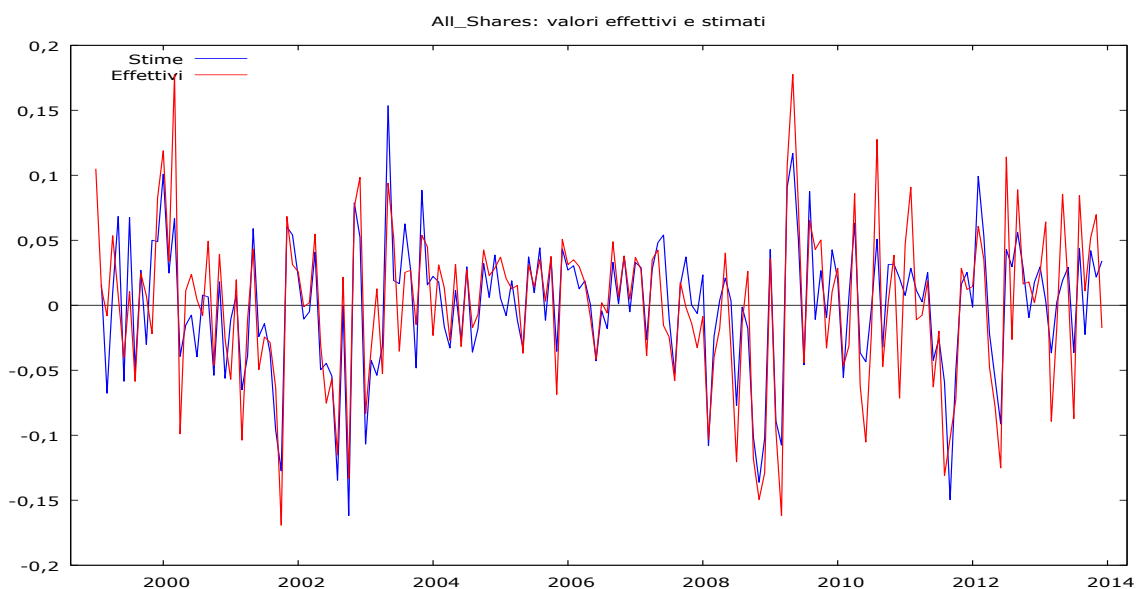


Grafico 3.3 Valori effettivi contro stimati dal modello 10.

La verifica del CAPM passa anche per i seguenti test sui residui del modello:

- Test di normalità: $\chi^2_{(2)} = 2.08$, ρ -value = 0.35
- Test per l'autocorrelazione: $Q(13) = 15.82$ ($\chi^2_{(13)}$), ρ -value = 0.26
- Test per l'eteroschedasticità condizionale: LM = 16.95, ρ -value = 0.20
- Test di corretta specificazione¹¹: $F(2,172) = 1.95$, ρ -value = 0.15
- Test per la stabilità dei parametri¹²: $t(173) = -0.98$, ρ -value = 0.34

L'accettazione dell'ipotesi nulla in tutti i casi è un buon risultato che rafforza la bontà del modello e garantisce un'interpretazione corretta dei coefficienti.

3.6 Stime OLS: CAPM, differenze dell'inflazione e del rapporto debito/PIL

L'ultima regressione che considereremo ha come obiettivo mostrare l'effetto congiunto che i tassi d'inflazione e i rapporti debito/PIL di entrambi i paesi hanno sul mercato italiano. Per farlo creiamo due nuove variabili definite come differenze tra quelle italiana e le corrispettive tedesche: in pratica, definiamo i differenziali di inflazione e rapporto debito/PIL delle due Nazioni (similmente a quanto fatto con lo spread, per i titoli obbligazionari a lunga scadenza).

3.6.1 Modello 11: All-Shares

	<i>Coefficiente</i>	<i>Errore Std.</i>	<i>rapporto t</i>	<i>p-value</i>	
const	-0,0056	0,0025	-2,23	0,027	**
Dax30	0,75	0,039	18,99	<0,00001	***
Debito_PIL_	-0,096	0,20	-0,49	0,62	
Euro_Dollaro	0,17	0,10	1,65	0,10	
d_inflazione	0,19	0,67	0,28	0,78	
d_Spread	-3,27	1,24	-2,64	0,0091	***
Media var. dipendente	-0,003398	SQM var. dipendente		0,060486	
Somma quadr. residui	0,192498	E.S. della regressione		0,033357	
R-quadro	0,704403	R-quadro corretto		0,695860	
F(5, 173)	82,45	P-value(F)		6,05e-44	
Log-verosimiglianza	357,75	Criterio di Akaike		-703,49	
Criterio di Schwarz	-684,37	Hannan-Quinn		-695,74	
rho	-0,190047	Durbin-Watson		2,36	

¹¹ Test Reset, su quadrati e cubi. Si veda APPENDICE B.1.

¹² Test CUSUM, con statistica t di Harvey-Collier. Si veda APPENDICE B.2.

Si nota con chiarezza che le nuove variabili non sono significative e che il loro effetto sui dati è opposto: infatti, un aumento dello scarto tra i rapporti debito/PIL provoca una contrazione del mercato, tra la variazione dei tassi d'inflazione invece un'espansione. Se il primo risultato sembra logico, in quanto la variabile è costruita come differenza Italia-Germania e quindi un rafforzamento indica che l'Italia ha visto peggiorare la propria situazione, con conseguente effetto negativo sull'indice di mercato, il secondo invece non ha un'interpretazione immediata. Però non va dimenticato che la non significatività rende tutte queste supposizioni, di fatto, inutili, visto che la stima puntuale perde notevolmente valore nel momento in cui quella intervallare (al 95%) comprende lo zero.

Eseguiamo nuovamente i test per verificare la validità del CAPM:

- Test di normalità: $\chi^2_{(2)} = 2.65$, ρ -value = 0.27
- Test per l'autocorrelazione: $Q(13) = 1.11$ ($\chi^2_{(13)}$), ρ -value = 0.36
- Test per l'eteroschedasticità condizionale: $LM = 15.52$, ρ -value = 0.28
- Test di corretta specificazione: $F(2,171) = 2.86$, ρ -value = 0.060
- Test per la stabilità dei parametri: $t(172) = -1.080$, ρ -value = 0.28

Benché ci aspettassimo risultati non ottimali, i test sono in realtà buoni: solo la corretta specificazione risulta accettata di poco, ma questo è da imputare probabilmente alle tre variabili non significative (di cui due in maniera molto marcata). Questo comunque ritorna a nostro favore, poiché ribadisce la bontà delle supposizioni e della decisione di utilizzare un modello basato sulla Teoria del CAPM.

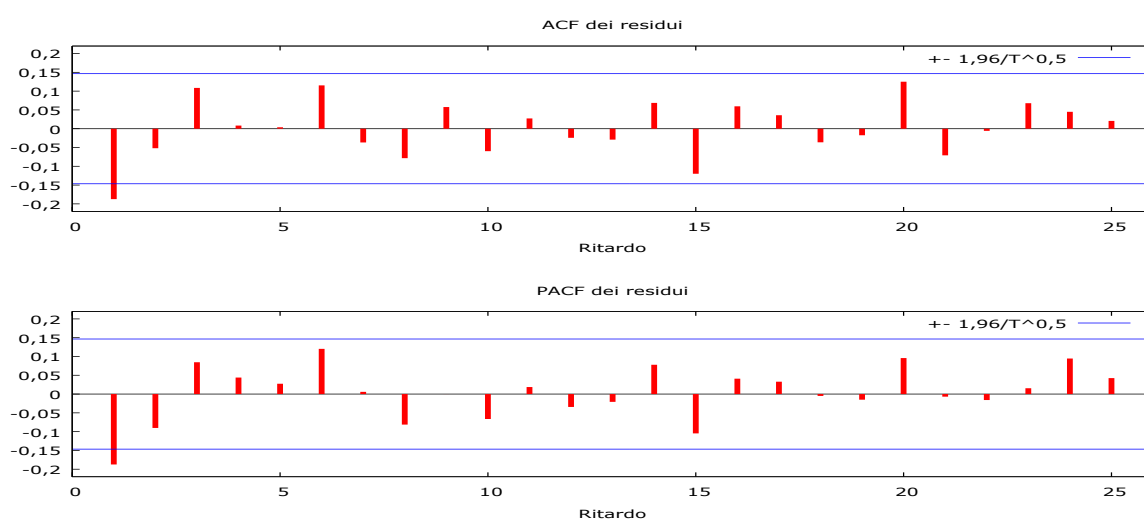


Grafico 3.4 Correlogramma dei residui del modello 11.

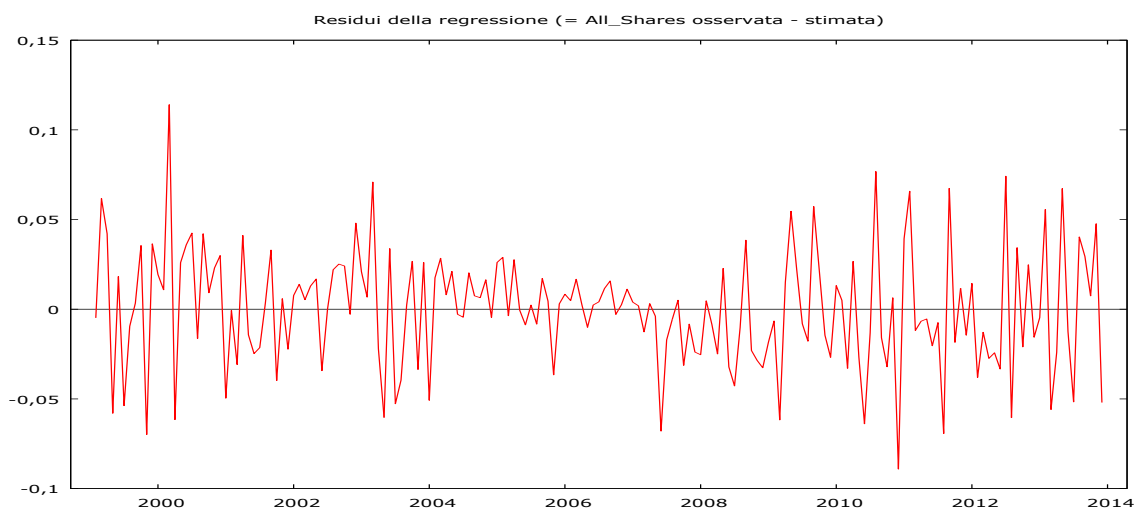


Grafico 3.5 Residui del modello 11.

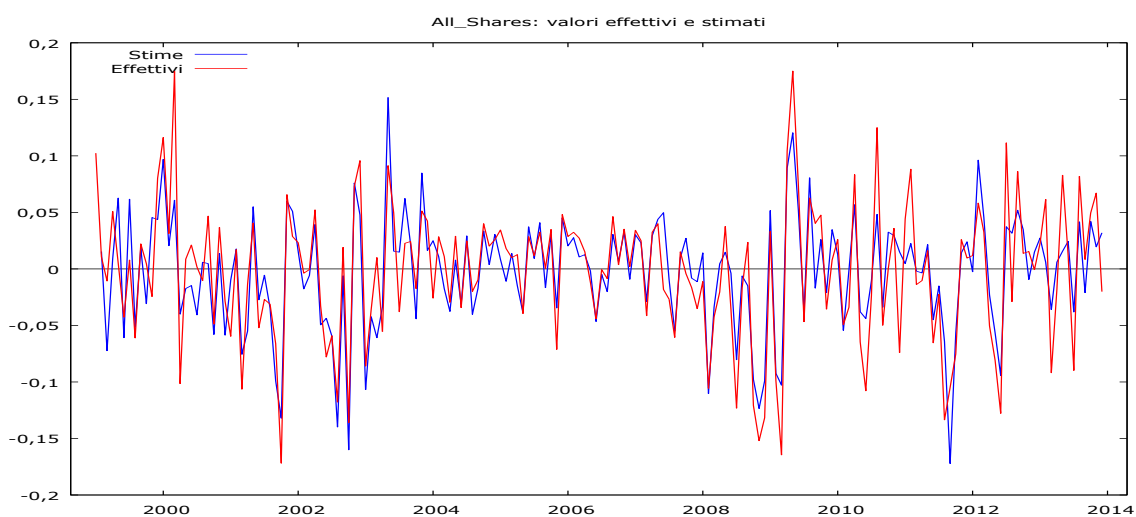


Grafico 3.6 Valori effettivi contro stimati dal modello 11.

I grafici ribadiscono il buona adattamento mostrato dai test e anticipato dall' R^2 , che solo di poco inferiore a quello della precedente regressione, anche se l'ultimo dei tre mostra che la capacità del modello di prevedere i volatility clustering è abbastanza limitata.

Capitolo 4. Conclusioni

L'obiettivo dichiarato fin da subito di questo studio era analizzare come i mercati reagiscono a determinate "news". In particolare l'attenzione è stata concentrata su variabili note per la loro importanza nel quadro macroeconomico di un paese (come l'inflazione) e su altre che solo negli ultimi anni, soprattutto nel caso dell'Italia e degli Stati che si trovano in un condizione simile, sono diventate parte integrante del quadro stesso anche agli occhi dell'opinione pubblica (come lo spread e il rapporto debito/PIL). Il motivo è presto spiegato: mentre l'inflazione risulta fondamentale, in diverse teorie economiche, per descrivere l'andamento della disoccupazione e dei tassi d'interesse reali e quindi viene ampiamente trattata, altre come lo spread hanno attratto l'attenzione mediatica solo nel momento in cui hanno raggiunto valori che facevano sembrare il default non più solo un incubo, ma quasi una triste realtà (in effetti l'andamento del grafico dello spread sembra confermare ciò, dal momento che la curva risulta molto piatta fino al 2008 e si trova vicina all'asse delle ascisse perché i titoli che definiscono il differenziale avevano rendimenti molto vicini e quindi anche l'informazione pubblica non riteneva attraente, dal punto di vista giornalistico, trattare l'argomento).

Infine il cambio Euro-Dollaro e all'inizio le variabili dicotomiche sono state utilizzate per verificare in maniera marginale il peso dell'economia americana su quelle europee.

Tutte le scelte sono state fatte seguendo un principio di semplicità: le stime sono state ottenute con metodo OLS, i test statistici utilizzati sono basilari nell'inferenza statistica ed econometrica e il CAPM stesso è un modello che ha subito delle critiche¹³, ma che ha avuto un grande successo e una grande diffusione anche grazie alla sua semplicità e alla facilità d'interpretazione dei risultati.

Le innovazioni degli undici modelli necessari per giungere alle conclusioni finali sono state introdotte gradualmente, valutando di volta in volta quali miglioramenti apportavano. Alla fine quello definitivo si è dimostrato accettabile per l'uso che ne abbiamo fatto: non si è infatti controllata la capacità di fare previsioni e la precisione delle stesse; l'intento però non era fornire un modello in grado di anticipare empiricamente l'andamento del mercato azionario, ma semplicemente studiarlo. Dai dati è apparso evidente che senza l'inserimento dell'indice Dax30 tra le variabili esplicative, lo studio avrebbe avuto scarsi spunti su cui

¹³ Black Fischer, Beta and Return, The Journal of Portfolio Management, 1993.

riflettere: numericamente si può notare che l' R^2 ha raggiunto valori accettabili solo in presenza di questa variabile; senza, la specificazione risultava poco credibile.

Sarebbe sbagliato concentrarsi solamente sull' R^2 anche perché non è una statistica che da sola può definire la bontà del modello. Questa viene però confermata da altri risultati: in primo luogo il test congiunto di significatività dei parametri e successivamente dai test sui residui del modello. L'accettazione delle ipotesi nulle rendono infatti le stime OLS non solo efficienti, ma anche ottimali e permettono l'interpretazione dei parametri come quella fatta in questa analisi (il coefficiente del Dax come beta e l' R^2 come quota della varianza spiegata). Diversa è la questione riguardante la costante: normalmente essa, che statisticamente corrisponde all'intercetta del modello, non dovrebbe risultare significativa perché nel CAPM indica l'abnormal return, ovvero l'extra rendimento del titolo non spiegato dal mercato. Come già detto altre volte in precedenza la nostra è comunque un'approssimazione del CAPM visto che titolo e mercato sono in realtà due indici di due mercati azionari diversi anche per numero di componenti e Nazione di appartenenza e quindi possiamo accettarne la significatività senza minare la validità del modello (da notare che nel modello 9 l'intercetta è negativa, ovvero il mercato ha, in media, rendimenti maggiori del titolo).

In conclusione, possiamo ritenere valide le ipotesi fatte all'inizio e dichiarare di aver raggiunto lo scopo: è stato dimostrato che tre delle quattro variabili hanno un'influenza significativa, l'unica che non ne ha è il rapporto debito/PIL. Uno dei motivi potrebbe essere l'assenza di dati mensili, che obbliga ad eseguire l'analisi considerando nulli due rendimenti su tre; ciò però va imputato all'assenza di serie storiche con tale frequenza, dovuta all'enorme massa di dati da analizzare.

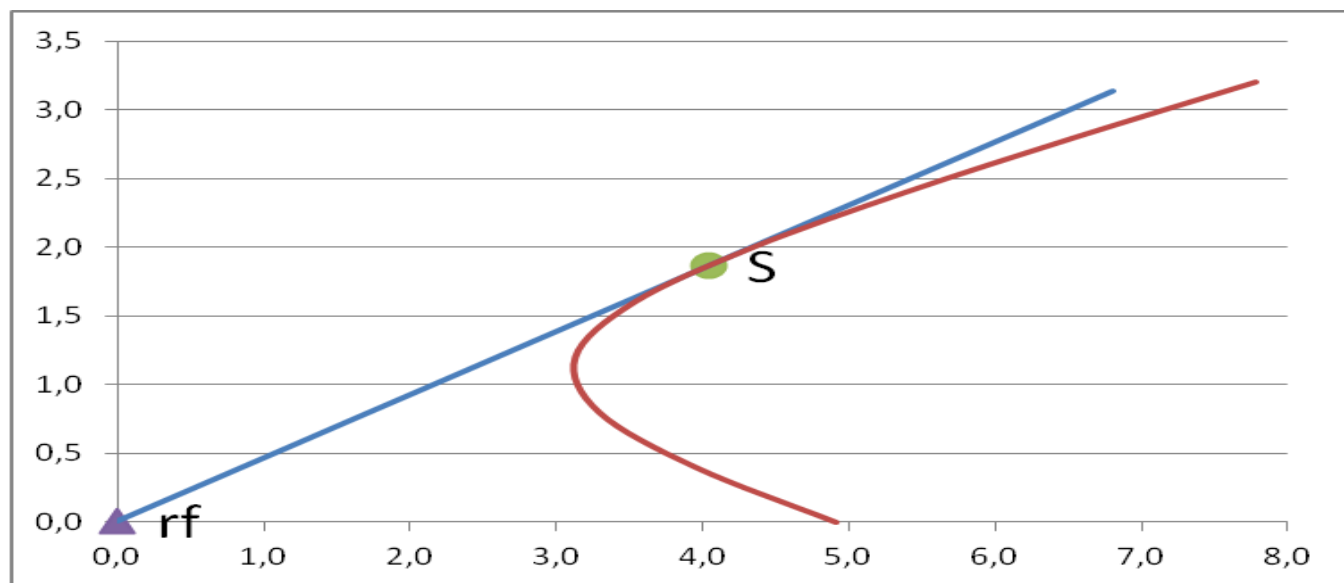
APPENDICE A

IL CAPM

Dal punto di vista statistico il rischio di un investimento si misura tramite il valore della varianza, o anche della sua deviazione standard (che non è altro che la radice quadrata della varianza stessa), il rendimento invece col valore atteso. Assumendo che i primi due momenti caratterizzino del tutto la distribuzione dei rendimenti appare evidente come l'efficienza e l'appetibilità di tale investimento passino per la minimizzazione del rischio (o equivalentemente alla massimizzazione del profitto). Per raggiungere questo obiettivo una strategia molto spesso adottata dagli investitori è la diversificazione: investendo in un portafoglio contenente diversi titoli poco o negativamente correlati, invece che in un titolo solo, si riduce il rischio specifico dell'investimento ovvero l'insieme dei fattori che riguardano solamente l'investimento. Il rischio complessivo è formato dalla componente specifica (o idiosincronica) e da quella di mercato (o sistematica), la quale comprende i fattori dell'intera economia che hanno effetto sull'intero mercato azionario. Se il portafoglio viene ben diversificato il rischio specifico tende ad annullarsi e quindi quello complessivo dipende solo dalla componente sistematica, che non è diversificabile. Essa viene descritta attraverso la varianza di un adeguato indice azionario ampio, che fa la veci del mercato (la scelta ideale dovrebbe ricadere su un indice che raggruppi tutti i titoli esistenti, ma molto spesso basta sceglierne uno molto rappresentativo, come nel caso dei corrispettivi Paesi per Dax30, S&P 500 e FTSE 100). Per descrivere la relazione tra un singolo titolo (o portafoglio di titoli) e il mercato si utilizza un indicatore chiamato beta e costruito come rapporto tra la covarianza tra il titolo e il mercato e la varianza del mercato. Si assume che il mercato abbia $\beta=1$ (dato che la covarianza tra il mercato e se stesso è uguale alla varianza). Titoli con beta oltre quella soglia hanno un rischio sistematico maggiore rispetto a quello di mercato, ovvero garantiscono rendimenti medi proporzionalmente maggiori in valore assoluto (quindi possono generare grandi guadagni, ma anche grosse perdite) e per questo vengono detti aggressivi. Tale beta è osservabile tipicamente nelle aziende tecnologiche, che sono molto cicliche. Al contrario un beta inferiore indica un titolo difensivo, perché in grado di ridurre il rischio di mercato quando questo è in ribasso.

I portafogli raggiungibili da un investitore che hanno rendimento massimo (rischio minimo) a parità di rischio (rendimento) sono detti efficienti e insieme costituiscono la frontiera

efficiente; la presenza di un titolo privo di rischio sul mercato garantisce invece la possibilità di un investimento *risk-free*, privo di rischio. Dal punto di vista grafico la FE è un ramo d'iperbole (sul piano σ - $E[\]$), l'investimento risk-free un punto sull'asse delle ordinate. Se consideriamo la possibilità di investire contemporaneamente nelle attività rischiose e nel r_f la FE diventa una retta che passa per l'investimento privo di rischio e tange la FE in un solo punto, detto proprio portafoglio di tangenza (o anche portafoglio S).



Su un grafico β - $E[\]$ avremmo invece una sola retta (detta Security Market Line, Linea del Mercato Azionario) con intercetta r_f e coefficiente angolare l'extra rendimento di mercato, detto anche premio al rischio che rappresenta quanto il mercato offre in più, in termini di rendimento, rispetto all'investimento privo di rischio.

Ragionando in termini di valori attesi giungiamo quindi all'enunciato principale della teoria del CAPM, Capital Asset Pricing Theory: il rendimento di un titolo in un mercato concorrenziale varia in maniera proporzionale al beta ($E[r_i - r_f] = \beta E[r_M - r_f]$, dove il termine a sinistra dell'uguale indica il premio al rischio del titolo).

APPENDICE B

1. TEST RESET

Il Regression Equation Specification Error Test è un test statistico sviluppato da J.B. Ramsey nel 1969, utile a verificare se la specificazione corrente del modello è corretta o meno. Si basa su una regressione lineare ausiliaria, ovvero priva di significato economico, che mira a dimostrare se delle funzioni non lineari (generalmente le potenze, quasi mai oltre la 4^a) dei valori predetti migliorano la specificazione.

Considerando per semplicità che il nostro modello sia del tipo $y = X\beta + \varepsilon$, il sistema di ipotesi prevede come nullità la corretta specificazione ($H_0: E[y] = X\beta$) e come alternativa l'errata ($H_1: E[y] \neq X\beta$). Definiamo i valori predetti $\hat{y} = Xb$, dove b è la stima dei β .

La regressione ausiliaria risulta quindi essere: $y = X\beta + \alpha_2\hat{y}^2 + \alpha_3\hat{y}^3 + \dots + \alpha_q\hat{y}^q + v$, con v che indica il termine d'errore. Il test è semplicemente un test F sulle $q-1$ restrizioni della regressione ausiliaria.

2. TEST CUSUM

Il CUMulative SUM Test è un test statistico utilizzato per verificare la stabilità dei parametri ovvero verificare la presenza dei break strutturali, in altre parole, variazioni dei coefficienti del modello in sottocampioni della popolazione. È stato sviluppato da Brown, Durbin & Evans nel 1975, ha come ipotesi nulla l'assenza di cambiamenti e si basa sulla somma cumulata di residui standardizzati. Sotto ipotesi nulla, per adeguate numerosità campionarie, tale somma converge ad un moto Browniano; sotto ipotesi alternativa (ovvero se c'è anche un solo cambiamento) la somma avrà media zero fino al momento in cui avviene il break e poi manterrà la propria media.

Una delle statistiche utilizzate per verificare l'ipotesi nulla è quella di Harvey-Collier, costruita come rapporto tra la somma cumulata e il suo standard error. In pratica è un semplice *t-test* che si distribuisce come una *t* di Student con numero di gradi di libertà pari alla differenza tra la numerosità campionaria diminuita di uno e il numero di coefficienti stimati nel modello (compresa la costante).

BIBLIOGRAFIA

- Bisin Alberto, **Favole & numeri**, Università Bocconi Editore, 2013.
- Collier Patrick, Harvey Andrew C., **Testing for Functional Misspecification in Regression Analysis**, *Journal of Econometrics* 6, 103–119, 1977.
- Di Fonzo Tommaso, Lisi Francesco, **Serie storiche economiche**, Carrocci editore, 2005.
- France Maura, Pace Angelo, **Questioni di economia e finanza - Il debito pubblico italiano dall'Unità ad oggi. Una ricostruzione della serie storica**, Occasional Paper n°31 Banca d'Italia, ottobre 2008.
- Gallo Giampiero M., Pacini Barbara, **Metodi quantitativi per i mercati finanziari**, Carrocci editore, 2002.
- Hamilton Douglas James, **Time Series Analysis**, Princeton University Press, 1994.
- Harvey Andrew C., **The Econometric Analysis of Time Series**, First MIT Press edition, 1990.
- Lütkepohl Helmut, **Introduction to Multiple Time Series Analysis**, Springer-Verlag, c1993.
- Pace Luigi, Salvan Alessandra, **Introduzione alla Statistica - II. Inferenza, verosimiglianza, modelli**, Casa Editrice Dott. Antonio Milani, 2001.
- Siesto Vincenzo, **La contabilità nazionale**, editore Il Mulino, 2003.

SITOGRAFIA

- www.bancaditalia.it
- www.borsaitaliana.it
- www.bundesbank.de
- deutsche-boerse.com
- www.ecb.europa.eu
- epp.eurostat.ec.europa.eu
- www.ftse.com
- www.imf.org
- www.istat.it
- www.oecd.org
- research.stlouisfed.org