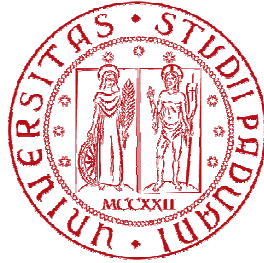


UNIVERSITÁ DEGLI STUDI DI PADOVA



FACOLTÁ DI SCIENZE STATISTICHE

Corso di laurea triennale in

STATISTICA ECONOMIA E FINANZA

Prova finale di laurea

Dal CAPM al Conditional CAPM: una verifica empirica su titoli Italiani

Relatore: Prof. MASSIMILIANO CAPORIN

Laureando: GORGI PAOLO

Matricola : 599355

Anno accademico 2010-2011

Indice

1. Introduzione	
1.1 Obiettivi.....	5
1.2 Il set di dati.....	6
1.3 Metodo di stima e test.....	8
2. CAPM	
2.1 Cenni teorici.....	14
2.2 Stime e analisi	17
2.3 Grafici e commenti.....	20
3. Conditional CAPM con alfa e beta variabili nel tempo	
3.1 Cenni teorici.....	27
3.2 Modello con una variabile esplicativa	
3.2.1 Il modello.....	29
3.2.2 Stime e analisi.....	30
3.2.3 Grafici e commenti.....	35
3.3 Modello con più variabili esplicative	
3.3.1 Il modello.....	41
3.3.2 Stime e analisi.....	43
3.3.3 Grafici e commenti.....	47
3.3.4 Test sui parametri.....	50

4. Confronto tra CAPM e Conditional CAPM

4.1	Valutazioni e grafici.....	53
4.2	Considerazioni finali.....	60

Bibliografia

Riferimenti Bibliografici.....	61
--------------------------------	----

Appendice

A.1	Grafici aggiuntivi.....	62
-----	-------------------------	----

1. Introduzione

1.1 Obiettivi

Questa tesi tratterà la stima empirica di due modelli, il Capital Asset Pricing Model (CAPM) ed un sua estensione, il Conditional CAPM, che introduce la variabilità nel tempo dei coefficienti alfa e beta.

Nella prima parte verrà trattato il modello del CAPM classico. Per il modello si valuteranno le ipotesi di significatività del coefficiente alfa, l'intercetta del modello ed il comportamento di alfa e beta nel tempo. In questo secondo caso si utilizzeranno anche delle rappresentazioni grafiche per evidenziare i risultati delle stime rolling.

Nella seconda parte verrà trattato il modello del Conditional CAPM con alfa e beta variabili. Per questo modello si valuterà in particolar modo se le variabili inserite influenzano l'alfa di Jensen o l'esposizione al rischio di mercato dei titoli. Anche in questo caso si utilizzeranno delle rappresentazioni grafiche su finestre rolling per valutare il comportamento del modello nel tempo.

Nella terza parte si eseguirà un confronto tra i due modelli. Si valuteranno le differenze in termini di stabilità strutturale e verifica empirica del CAPM attraverso alcuni grafici.

L'obiettivo è quindi quello di stimare empiricamente questi due modelli cercando di fare delle valutazioni sulla base dei risultati ottenuti. Tali valutazioni saranno relative ai titoli e soprattutto alle variabili utilizzate.

1.2 Dati Utilizzati

In questa relazione, per la stima empirica dei modelli vengono utilizzate serie storiche mensili relative al periodo febbraio 1990 - gennaio 2011.

La scelta di utilizzare dati mensili è legata al fatto che le serie storiche delle variabili macroeconomiche non sono disponibili a frequenza settimanale o giornaliera, inoltre la distribuzione dei log-rendimenti mensili può essere meglio approssimata alla normale rispetto a frequenze più elevate.

I titoli utilizzati, ordinati in base al valore di mercato relativo a febbraio 2011, sono i seguenti:

- Unicredit
- Intesa Sanpaolo
- Generali
- Saipem
- Telecom Italia
- Fiat
- Mediobanca
- Finmeccanica
- Edison
- Pirelli
- Buzzi Unicem
- Credito Emiliano
- Recordati
- Exor
- Credito Bergamasco
- Italcementi
- CIR
- Banca popolare di Milano
- Unipol
- Indesit company

L'indice di mercato scelto è "*MSCI Italia*" della Morgan Stanley e come risk free viene utilizzato il rendimento mensile dei BOT.

Per quanto riguarda le variabili esplicative, vengono considerati i seguenti fattori macroeconomici:

- Rendimento dei BTP
- Prezzo del petrolio
- Indice della produzione industriale
- Nuovi ordini all'industria
- Fatturato dell'industria
- Tasso di disoccupazione
- Credit spread (disponibile soltanto da luglio 1998)

La serie storica del credit spread è disponibile soltanto dal 1998 ed è ricavata come la differenza tra i tassi d'interesse obbligazionari delle aziende private con rating BAA e AAA.

Fatta eccezione per il prezzo del petrolio, che è valutato sul mercato internazionale, le altre variabili sono riferite all'Italia. Si evidenzia inoltre che per il prezzo del petrolio, l'indice della produzione industriale, i nuovi ordini all'industria e il fatturato dell'industria vengono utilizzate le variazioni dal mese precedente.

Le serie storiche sono state reperite dal database Datastream e dal sito internet dell'Eurostat.

Tutte le elaborazioni e i grafici presenti in questa relazione sono stati ottenuti utilizzando il programma Microsoft Excel e il software statistico R.

1.3 Metodo di stima

I modelli di regressione lineare presenti in questo elaborato sono stimati applicando il criterio dei minimi quadrati ordinari.

Stima dei parametri del modello:

Per stimare il modello, si parte da una regressione lineare scritta in forma matriciale

$$Y = \beta X + \varepsilon$$

dove:

- Y è il vettore contenente le componenti della variabile risposta
- X è la matrice contenente i valori delle variabili esplicative (matrice di regressione)
- ε è il vettore contenente le componenti della variabile errore.

Inoltre, si assume che:

- $E\{\varepsilon\} = 0$
- $var\{\varepsilon\} = \sigma^2 I_n$ per un qualche σ^2 positivo ignoto
- X sia una matrice non stocastica di rango p (n° colonne della matrice X)

Si sceglie in seguito il vettore β in modo da minimizzare

$$\begin{aligned} Q(\beta) &= \|y - \mu\|^2 \\ &= (y - X\beta)^T (y - X\beta) \end{aligned}$$

ovvero il quadrato della distanza euclidea tra il vettore y osservato e il suo valor medio ($\mu = E\{Y\} = X\beta$) previsto dal modello.

Da questo procedimento si ottiene che il minimo di $Q(\beta)$ si ha per β pari a

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$$

con $E\{\hat{\beta}\} = \beta$; questo implica che $\hat{\beta}$ è una stima non distorta di β .

Infine, si ricava la seguente matrice di varianza:

$$\hat{V}(\beta) = s^2(X'X)^{-1}$$

con s^2 stima non distorta per σ^2 , calcolata a partire dai residui del modello ($e = \hat{\varepsilon} = y - X\hat{\beta}$) attraverso la formula

$$s^2 = \frac{e'e}{n - p}.$$

R-Quadro:

Particolare importanza nella valutazione della bontà del modello è data da R^2 che rappresenta la quota parte di varianza della variabile risposta spiegata dal modello.

R^2 è così calcolato:

$$R^2 = 1 - \frac{\text{varianza dei residui}}{\text{varianza della variabile risposta}}$$

Si tratta quindi di un valore compreso tra zero e uno che si può anche esprimere in percentuale.

Analisi dei residui:

Per verificare la correttezza del modello stimato si procede con l'analisi dei residui.

In particolare è necessario valutare la presenza o meno di:

- autocorrelazione dei residui
- presenza di effetti ARCH
- eteroschedasticità

Un'altra verifica che però non riguarda direttamente i residui è la verifica di stabilità strutturale del modello. Questa consente di capire se i parametri del modello sono costanti rispetto a un determinato fattore.

I test diagnostici usati per effettuare queste verifiche sono i seguenti:

- Test di Durbin Watson

Partendo da una regressione lineare del tipo

$$y = \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_p x_{t,p} + \varepsilon_t$$

il test viene utilizzato per verificare il seguente sistema d'ipotesi sui residui

$$\begin{cases} H_0: \rho_1 = 0 & \text{assenza di autocorrelazione} \\ H_1: |\rho_1| > 0 & \text{presenza di autocorrelazione} \end{cases}$$

La statistica test viene così calcolata

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

Tale test non ha una distribuzione asintotica e va confrontato con delle apposite tavole.

Per calcolare la statistica e il p-value del test è usato il comando `R dwtest` della libreria `lmtest`.

- Test Breusch-Godfrey

Partendo da una regressione lineare del tipo

$$y = \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_p x_{t,p} + \varepsilon_t$$

il test viene utilizzato per verificare il seguente sistema d'ipotesi sui residui

$$\begin{cases} H_0: \text{assenza di autocorrelazione} \\ H_1: \text{autocorrelazione di ordine } q \end{cases}$$

Per eseguire il test si parte da una regressione ausiliaria

$$e_t = \alpha_1 x_{t,1} + \alpha_2 x_{t,2} + \dots + \alpha_p x_{t,p} + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_q e_{t-q} + u_t$$

dalla quale si ricava R^2 , il quale permette di calcolare la statistica test

$$(n - q)R^2 \sim \chi_q^2.$$

Nel seguito, questo test verrà eseguito ponendo q pari a uno.

- Test ARCH

Avendo una regressione lineare del tipo

$$y = \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_p x_{t,p} + \varepsilon_t$$

il test viene utilizzato per verificare il seguente sistema d'ipotesi sui residui

$$\begin{cases} H_0: \text{assenza di effetti ARCH} \\ H_1: \text{presenza di effetti ARCH} \end{cases}$$

Per eseguire il test si parte da una regressione ausiliaria

$$e_t^2 = \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q e_{t-q}^2 + u_t$$

dalla quale si ricava R^2 , il quale permette di calcolare la statistica test

$$(n - q)R^2 \sim \chi_q^2.$$

Per calcolare la statistica e il p-value del test viene utilizzato il comando `R ArchTest` della libreria `FinTS`.

Una possibile alternativa a questo test è il test di Ljung-Box eseguito sui quadrati dei residui.

- Test di White

Avendo una regressione lineare del tipo

$$y = \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_p x_{t,p} + \varepsilon_t$$

il test viene utilizzato per verificare il seguente sistema d'ipotesi sui residui

$$\begin{cases} H_0: \text{omoschedasticità} \\ H_1: \text{eteroschedasticità di forma ignota} \end{cases}$$

Per eseguire il test si parte da una regressione ausiliaria

$$e_t^2 = \alpha_1 x_{t,1} + \alpha_2 x_{t,2} + \dots + \alpha_p x_{t,p} + \beta_1 x_{t,1}^2 + \beta_2 x_{t,2}^2 + \dots + \beta_p x_{t,p}^2 + \sum \gamma_k x_{t,i} x_{t,j} + u_t \quad \forall i \neq j$$

dalla quale si ricava R^2 , il quale permette di calcolare la statistica test

$$nR^2 \sim \chi_q^2$$

dove q è pari al numero di parametri della regressione ausiliaria, senza contare la costante.

I quadrati e i prodotti incrociati dei regressori inseriti nella regressione ausiliaria devono essere non ridondanti.

- Test di Chow

Avendo una regressione lineare del tipo

$$y = \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_p x_{t,p} + \varepsilon_t$$

il test viene utilizzato per verificare il seguente sistema d'ipotesi

$$\begin{cases} H_0: \text{stabilità strutturale del modello} \\ H_1: \text{presenza di break strutturali nel modello} \end{cases}$$

Il test di Chow equivale a un test F e viene costruito attraverso la regressione

$$y = \beta_1 x_{t,1} + \beta_2 x_{t,2} + \dots + \beta_p x_{t,p} + \gamma_1 D x_{t,1} + \gamma_2 D x_{t,2} + \dots + \gamma_p D x_{t,p} + u_t$$

con

$$D = \begin{cases} 0 & \text{dalla prima osservazione all'istante } t \\ 1 & \text{dall'osservazione } t + 1 \text{ fino all'ultima} \end{cases}$$

dove si verifica l'ipotesi congiunta di nullità di $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_p$.

La statistica test risulta

$$\frac{\frac{(rss_0 - rss_1)}{p}}{\frac{rss_1}{n - 2p}} \sim F_{(p, n-2p)}$$

Standard error robusti:

Se nei residui del modello risulta presente una qualche forma di eteroschedasticità, si devono utilizzare gli standard error robusti (White, 1980).

Questi errori standard sono calcolati con la seguente formula:

$$\hat{V}(\beta|X) = (X'X)^{-1} \left[\sum_{i=1}^N e_i^2 x_i x_i' \right] (X'X)^{-1}$$

dove

- X è la matrice dei regressori
- e_i^2 sono i quadrati dei residui del modello stimato con OLS.

Gli standard error di White sono la radice quadrata della diagonale di $\hat{V}(\beta|X)$.

2. CAPM

2.1 Cenni teorici

Il Capital Asset Pricing Model (CAPM) , sviluppato da Sharpe (1964) , Lintner (1965) e Mossin (1966), è un modello che studia la relazione tra redditività e rischio dei titoli finanziari sotto l'ipotesi di equilibrio fra domanda e offerta aggregate.

Il CAPM si basa su alcune assunzioni che semplificano la realtà del mercato:

- Assenza di costi di transazione.
- Attività infinitamente divisibili.
- Assenza di un'imposta sul reddito degli investitori.
- Un singolo investitore non può influire sul prezzo dei titoli.
- Gli investitori operano soltanto in base al rendimento atteso e alla varianza dei titoli.
- Non esistono vincoli sulle vendite allo scoperto.
- Possibilità di investire e indebitarsi illimitatamente al tasso privo di rischio.
- Tutti gli investitori hanno lo stesso orizzonte temporale di investimento
- Ogni investitore ha le stesse aspettative riguardo rendimenti attesi e varianze.
- Tutte le attività possono essere liberamente comprate e vendute sul mercato.

Alcune delle ipotesi elencate risultano essere irrealistiche e, per capire in quale misura il modello riesca a spiegare il mercato finanziario, bisognerebbe valutare quanto queste forzature distorcono la realtà.

La principale formulazione del CAPM è data da

$$E[R_i] = r_F + \beta_i(E[R_m] - r_F)$$

Si tratta di un'equazione, detta security market line (SML), che descrive il rendimento atteso di ogni singola attività rischiosa.

La formula della SML, tenendo conto che R_m e r_F sono uguali per tutti i titoli (o portafogli), evidenzia come il rendimento atteso di un'attività rischiosa dipenda soltanto dal suo beta.

$$\beta_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$$

Beta misura l'esposizione al rischio non diversificabile di un titolo, cioè la quota di rischio (varianza) che non può essere eliminata dalla diversificazione.

Risulta quindi che più alto è il beta di un titolo, maggiore dovrà essere il suo rendimento atteso, in modo da remunerare gli investitori per il rischio sistematico (rischio non diversificabile) sopportato.

Il rischio specifico, invece, non genera alcun extra rendimento; infatti, non c'è motivo per cui gli investitori debbano essere compensati per sopportare un rischio che possono completamente eliminare con la diversificazione.

Il beta del portafoglio di mercato è pari a uno. Questo implica che i portafogli con beta maggiore di uno sono più rischiosi del mercato; invece, i portafogli con beta minore di uno sono meno rischiosi del mercato.

Un'importante implicazione del modello del CAPM è che tutti gli investitori detengono un unico portafoglio, ovvero il portafoglio di mercato. Inoltre, in base alla propria avversione al rischio, ogni investitore decide quanto investire nel portafoglio di mercato e quanto nel tasso privo di rischio.

Le scelte degli investitori si collocano lungo una retta detta Capital Market Line (CML) che è ricavata dalla seguente equazione

$$E[R] = r_F + \frac{E[R_M] - r_F}{\sigma_M} \sigma$$

dove

$$\frac{E[R_M] - r_F}{\sigma_M}$$

è la pendenza della retta e rappresenta la performance di Sharpe del portafoglio di mercato.

Analizzando serie storiche, il modello del CAPM viene stimato con la seguente regressione lineare:

$$R_{i,t} - r_{Ft} = \alpha_i + \beta_i(R_{Mt} - r_{Ft}) + \varepsilon_{i,t}$$

Dato che il rendimento di un titolo dipende solo dal suo beta, il coefficiente alfa, detto anche alfa di Jensen (da Jensen (1968,1969)), deve essere pari a zero. Infatti, se alfa fosse diverso da zero, un titolo avrebbe una remunerazione non giustificata dall'esposizione al rischio di mercato (rischio non diversificabile).

Verificare la nullità dell'alfa significa fare una verifica empirica per testare la validità del CAPM.

2.2 Stime e analisi

Stima del modello

	α	SE α	s.test	pValue	β	SE β	s.test	pValue	Rquadro
UNICREDIT	0.2995	0.4556	0.6573	0.51158	1.1637	0.0698	16.6663	0.00000	0.5273
INTESA SANPAOLO	0.5075	0.5773	0.8791	0.38020	1.2152	0.0885	13.7365	0.00000	0.4311
GENERALI	-0.1104	0.2848	-0.3878	0.69851	0.8794	0.0436	20.1475	0.00000	0.6198
SAIPEM	1.2951	0.6137	2.1102	0.03583	0.8304	0.0941	8.8289	0.00000	0.2384
TELECOM ITALIA	-0.4384	0.5943	-0.7377	0.46141	1.2281	0.0911	13.4838	0.00000	0.4220
FIAT	-0.1786	0.5075	-0.3519	0.72519	1.1608	0.0778	14.9244	0.00000	0.4722
MEDIOBANCA	-0.0099	0.3455	-0.0286	0.97724	1.2701	0.0529	23.9910	0.00000	0.6980
FINMECCANICA	-0.1160	0.6386	-0.1816	0.85601	1.1919	0.0979	12.1793	0.00000	0.3733
EDISON	-1.0676	0.6551	-1.6297	0.10442	0.9417	0.1004	9.3800	0.00000	0.2611
PIRELLI	-0.1788	0.5318	-0.3361	0.73706	1.2431	0.0815	15.2522	0.00000	0.4830
BUZZI UNICEM	0.3071	0.5310	0.5783	0.56359	1.0290	0.0814	12.6446	0.00000	0.3910
CREDITO EMILIANO	0.0723	0.6003	0.1205	0.90420	0.9301	0.0920	10.1101	0.00000	0.2910
RECORDATI	0.9020	0.5712	1.5792	0.11555	0.6313	0.0875	7.2122	0.00000	0.1728
EXOR PRV	0.1687	0.5841	0.2888	0.77294	1.3325	0.0895	14.8851	0.00000	0.4709
CREDITO BERGAMASCO	0.2714	0.3836	0.7076	0.47987	0.3953	0.0588	6.7233	0.00000	0.1536
ITALCEMENTI	-0.1846	0.4620	-0.3996	0.68981	0.9045	0.0708	12.7754	0.00000	0.3959
CIR	0.1412	0.7001	0.2017	0.84030	1.4910	0.1073	13.8979	0.00000	0.4368
BANCA POPOLARE DI MILANO	-0.0658	0.4352	-0.1512	0.87992	0.9398	0.0667	14.0909	0.00000	0.4436
UNIPOL	-0.6243	0.4143	-1.5068	0.13312	0.7182	0.0635	11.3103	0.00000	0.3394
INDESIT COMPANY	0.9001	0.7020	1.2822	0.20096	0.9189	0.1076	8.5415	0.00000	0.2266

Tabella 2.1 – Stima dei parametri del CAPM per i 20 titoli.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

Il parametro beta risulta significativo per tutti i titoli, mentre alfa è diverso da zero soltanto per il titolo Saipem. Si deve però tener presente che, per poter fare delle valutazioni corrette sulla significatività dei parametri, bisogna prima verificare l'adeguatezza del modello mediante l'analisi dei residui.

Analisi dei residui

	Durbin Watson Test		Breusch-Godfrey Test		ARCH Test lag=3		White Test	
	Statistica	p-value	Statistica	p-value	Statistica	p-value	Statistica	p-value
UNICREDIT	1.7347	0.01736	4.5120	0.03366	6.5090	0.08931	1.3696	0.24188
INTESA SANPAOLO	1.9216	0.26601	0.3522	0.55289	0.0333	0.99840	2.8571	0.09097
GENERALI	2.0426	0.63221	0.1370	0.71128	18.6725	0.00032	0.0912	0.76260
SAIPEM	2.1025	0.79224	0.7386	0.39010	12.4976	0.00586	3.0298	0.08175
TELECOM ITALIA	1.7948	0.05125	2.6240	0.10526	7.6717	0.05331	3.6475	0.05615
FIAT	1.7832	0.04224	2.9304	0.08693	4.2019	0.24048	0.1915	0.66171
MEDIOBANCA	1.9368	0.30729	0.2531	0.61493	17.7738	0.00049	2.5918	0.10742
FINMECCANICA	2.0043	0.51338	0.0057	0.93980	28.9701	0.00000	22.2370	0.00000
EDISON	2.1496	0.88273	1.4939	0.22161	47.9974	0.00000	1.9503	0.16255
PIRELLI	2.2572	0.97955	4.9350	0.02632	0.3989	0.94047	5.8235	0.01581
BUZZI UNICEM	2.1893	0.93383	2.2776	0.13126	5.4824	0.13970	2.9612	0.08529
CREDITO EMILIANO	2.2056	0.94892	2.6783	0.10173	13.9258	0.00301	2.0130	0.15596
RECORDATI	1.9392	0.31408	0.1359	0.71235	9.0619	0.02848	0.3976	0.52833
EXOR PRV	2.0802	0.73782	0.5049	0.47735	3.2521	0.35437	0.0458	0.83054
CREDITO BERGAMASCO	2.1730	0.91540	1.9265	0.16514	2.1772	0.53646	5.4168	0.01994
ITALCEMENTI	2.0323	0.60095	0.1479	0.70054	3.6140	0.30627	1.6107	0.20440
CIR	2.0803	0.73826	0.4208	0.51656	2.4720	0.48038	5.7171	0.01680
BANCA POPOLARE DI MILANO	2.2059	0.94915	2.8938	0.08892	1.9636	0.58000	12.2332	0.00047
UNIPOL	2.2613	0.98112	4.5884	0.03219	19.6963	0.00020	0.0039	0.94995
INDESIT COMPANY	1.9665	0.39443	0.0583	0.80924	3.5994	0.30810	10.5005	0.00119

Tabella 2.2 – Test sui residui del modello stimato nella tabella 2.1.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

Per la maggior parte dei titoli, i residui del modello non risultano essere omoschedastici. L'ipotesi di assenza di autocorrelazione, invece, non è mai rifiutata considerando un livello di significatività dell'1%; inoltre, anche con un livello del 5% il rifiuto avviene solo in pochi casi.

Vista quindi la presenza di eteroschedasticità, per poter fare inferenza sui parametri bisogna utilizzare degli standard error robusti che tengano conto di questo problema.

Stima del modello

	α	SE α	s.test	pValue	β	SE β	s.test	pValue	Rquadro
UNICREDIT	0.2995	0.4512	0.6637	0.50749	1.1637	0.0929	12.5298	0.00000	0.5273
INTESA SANPAOLO	0.5075	0.5630	0.9013	0.36829	1.2152	0.1270	9.5699	0.00000	0.4311
GENERALI	-0.1104	0.2840	-0.3888	0.69773	0.8794	0.0552	15.9246	0.00000	0.6198
SAIPEM	1.2951	0.6046	2.1422	0.03314	0.8304	0.1483	5.6006	0.00000	0.2384
TELECOM ITALIA	-0.4384	0.5874	-0.7464	0.45615	1.2281	0.1174	10.4620	0.00000	0.4220
FIAT	-0.1786	0.5046	-0.3540	0.72365	1.1608	0.0827	14.0378	0.00000	0.4722
MEDIOBANCA	-0.0099	0.3426	-0.0288	0.97705	1.2701	0.0696	18.2500	0.00000	0.6980
FINMECCANICA	-0.1160	0.6231	-0.1862	0.85247	1.1919	0.1449	8.2272	0.00000	0.3733
EDISON	-1.0676	0.6477	-1.6482	0.10056	0.9417	0.1221	7.7149	0.00000	0.2611
PIRELLI	-0.1788	0.5245	-0.3409	0.73350	1.2431	0.1174	10.5851	0.00000	0.4830
BUZZI UNICEM	0.3071	0.5261	0.5837	0.55992	1.0290	0.0920	11.1909	0.00000	0.3910
CREDITO EMILIANO	0.0723	0.5951	0.1215	0.90337	0.9301	0.1129	8.2406	0.00000	0.2910
RECORDATI	0.9020	0.5674	1.5897	0.11317	0.6313	0.0967	6.5262	0.00000	0.1728
EXOR PRV	0.1687	0.5813	0.2902	0.77187	1.3325	0.0952	13.9903	0.00000	0.4709
CREDITO BERGAMASCO	0.2714	0.3785	0.7172	0.47392	0.3953	0.0740	5.3450	0.00000	0.1536
ITALCEMENTI	-0.1846	0.4583	-0.4028	0.68745	0.9045	0.0892	10.1372	0.00000	0.3959
CIR	0.1412	0.6813	0.2073	0.83598	1.4910	0.1634	9.1227	0.00000	0.4368
BANCA POPOLARE DI MILANO	-0.0658	0.4287	-0.1535	0.87813	0.9398	0.0814	11.5498	0.00000	0.4436
UNIPOL	-0.6243	0.4129	-1.5119	0.13183	0.7182	0.0875	8.2039	0.00000	0.3394
INDESIT COMPANY	0.9001	0.6826	1.3187	0.18848	0.9189	0.1893	4.8544	0.00000	0.2266

Tabella 2.3 – Stima dei parametri del CAPM per i 20 titoli utilizzando standard error robusti.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

I risultati sostanzialmente non cambiano rispetto alla stima con gli standard error classici; infatti, beta è significativo per tutti i titoli mentre alfa solo per Saipem. La significatività di quest'ultimo contrasta la teoria del CAPM. Va comunque tenuto presente che, se si considera un livello di confidenza del 99% invece dell'usuale 95%, l'ipotesi nulla è accettata.

Osservando i beta si nota che il titolo maggiormente rischioso è CIR ($\beta=1.49$ circa), mentre quello meno esposto al rischio di mercato risulta essere Credito Bergamasco ($\beta=0.39$ circa).

L'ultima colonna della tabella contiene il valore di R^2 per i vari titoli; questo va da un minimo di 0.154 per Credito Bergamasco a un massimo di 0.698 per Mediobanca. In generale, R^2 di quest'ordine non sono molto elevati; tuttavia, trattando dati finanziari tali valori possono essere considerati abbastanza soddisfacenti.

Le stime e le osservazioni fatte finora riguardano l'intera serie storica a disposizione. Potrebbe quindi risultare interessante valutare il comportamento di alfa e beta in diversi intervalli temporali interni alla serie storica fin qui analizzata, per capire se questi possono essere considerati costanti nel tempo.

Per questa verifica verranno rappresentati graficamente alfa e beta stimati su finestre rolling con le relative bande di confidenza.

2.3 Grafici e commenti

Rappresentazione grafica dei valori alfa e beta di alcuni titoli su finestre rolling di 60 mesi, con intervalli di confidenza al 95%.

TITOLO: **Saipem**

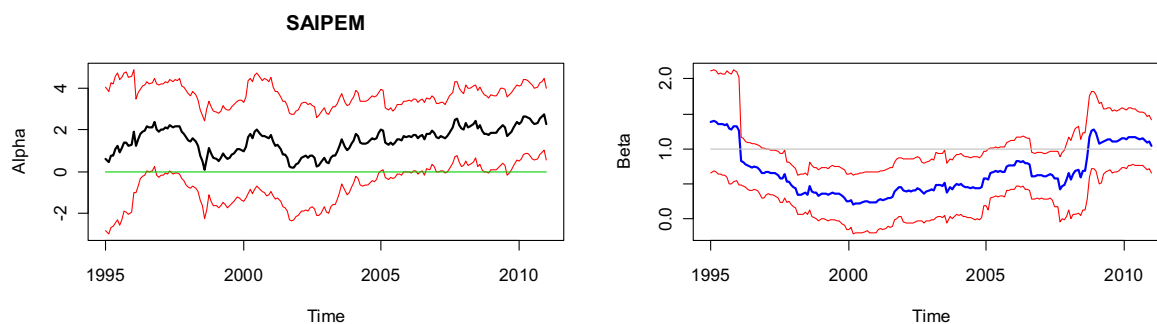


Grafico 2.1 – Rappresentazione grafica di alfa e beta rolling per il titolo Saipem

Dalla stima sull'intera serie storica a disposizione, si evidenziava la significatività dell'alfa di questo titolo. Dal grafico si osserva che questa significatività è dovuta all'ultimo periodo campionario, con la linea dello zero (linea verde) che dal 2006 in poi si trova al di fuori delle bande di confidenza al 95%.

Dal grafico di beta si nota che questo, oltre a non poter essere considerato pari a uno (l'uno è rappresentato dalla linea grigia), non è costante nel tempo.

TITOLO: Fiat

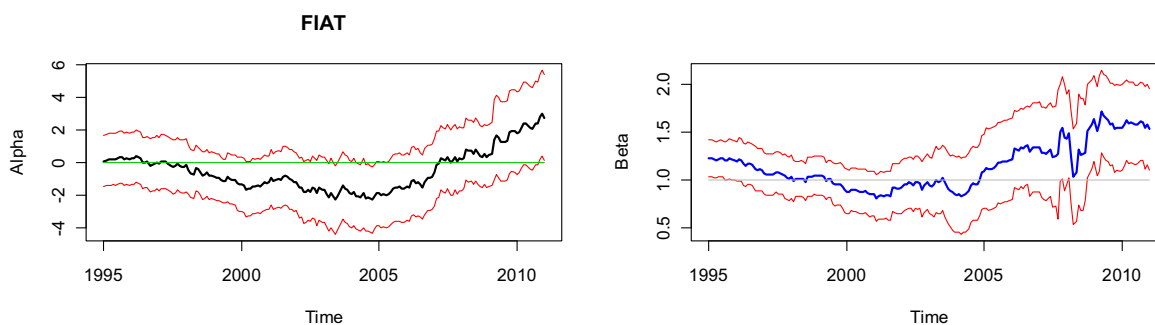


Grafico 2.2 – Rappresentazione grafica di alfa e beta rolling per il titolo Fiat

L'alfa risulta statisticamente pari a zero in quasi tutte le finestre. Allo stesso modo, il beta sembrerebbe poter essere considerato pari a uno; nell'ultimo periodo (dalla finestra 2004-2009 in poi), però, aumenta in modo evidente.

TITOLO: Mediobanca

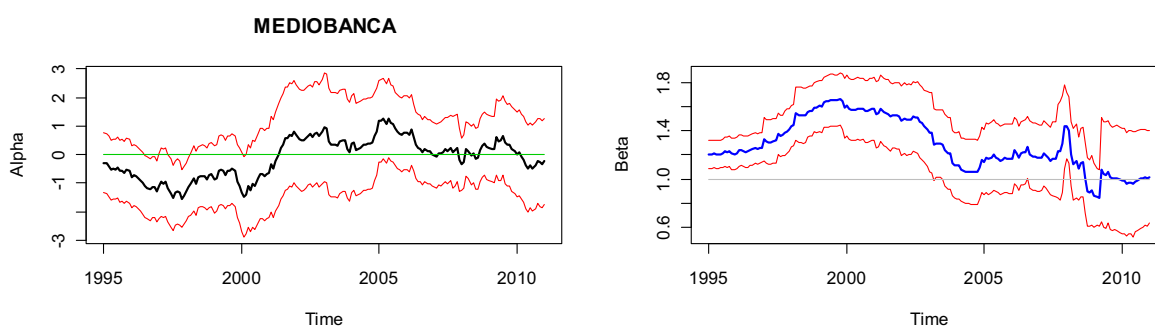


Grafico 2.3 – Rappresentazione grafica di alfa e beta rolling per il titolo Mediobanca

L'alfa può essere considerato statisticamente pari a zero in tutta la serie, mentre beta risulta molto variabile nel tempo.

TITOLO: Italcementi

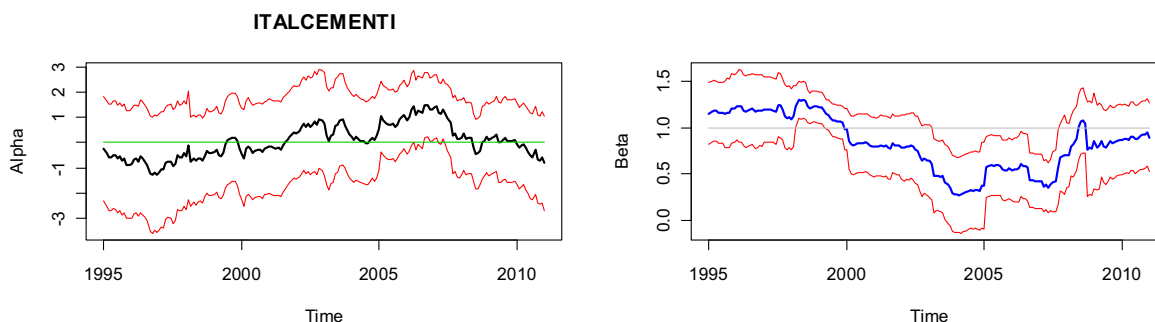


Grafico 2.4 – Rappresentazione grafica di alfa e beta rolling per il titolo Italcementi

Anche per il titolo Italcementi, l'alfa risulta abbastanza stabile intorno allo zero, mentre beta è più variabile e quindi non può essere considerato costante.

Osservazioni riguardanti i grafici degli altri titoli (visibili nell'appendice).

Tra i grafici dell'alfa si evidenziano il titolo Edison, che nel primo periodo ha una stima di alfa significativa pari a circa -5, e il titolo Recordati, che nell'intervallo di finestre tra il 2001 e il 2006 presenta un alfa statisticamente maggiore di zero.

Per questi due titoli, che vanno ad aggiungersi al titolo Saipem visto in precedenza, si ha un'evidenza empirica contro la teoria del CAPM.

Tra i grafici di beta si evidenziano i titoli Unicredit, Fiat, Exor e Pirelli, i quali presentano un beta stabile nella prima parte della serie, mentre nell'ultimo periodo aumentano la loro esposizione al rischio di mercato. Un andamento analogo si ha per i titoli Telecom Italia e Recordati, che nell'ultimo periodo riducono la loro esposizione al rischio di mercato.

Si nota inoltre che il titolo Credito Bergamasco presenta un beta stabile attorno a 0.4. Questo indica che il titolo è insensibile a cambiamenti nel settore economico di appartenenza (settore bancario), mantenendo

costantemente una bassa esposizione al rischio di mercato. Va però tenuto conto che il modello stimato con il titolo Credito Bergamasco presenta un R^2 molto basso.

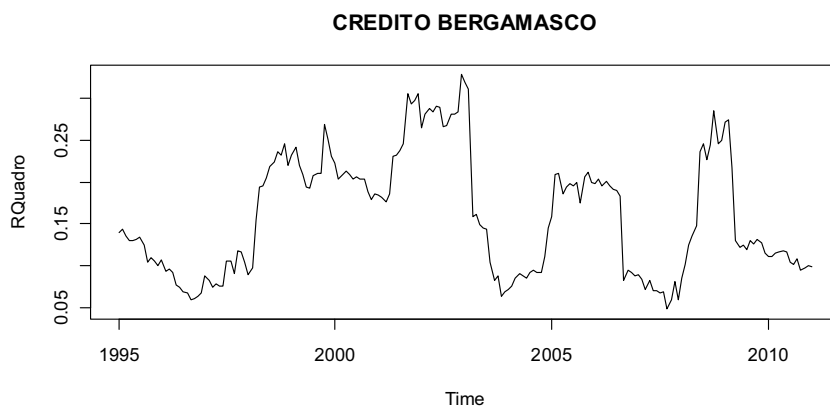


Grafico 2.5 – Rappresentazione grafica di R^2 su finestre rolling per il titolo Credito Bergamasco

Si nota che il valore è compreso tra un minimo di 0.05 a un massimo di 0.3, con un valore medio attorno a 0.15-0.16. Il basso valore di R^2 indica che mediamente il mercato riesce a spiegare soltanto il 15-16% della variabilità di Credito Bergamasco. Si può quindi dire che il rischio del titolo è per la maggior parte di tipo idiosincronico; pertanto è eliminabile con la differenziazione e, secondo la teoria del CAPM, non offre alcun tipo di remunerazione.

Da queste analisi si conclude che complessivamente i titoli analizzati, anche se come visto i risultati non sono totalmente concordi, sembrano presentare un alfa stabile e statisticamente nullo e un beta che non è costante nel tempo.

Queste conclusioni rendono interessante verificare l'ipotesi di stabilità strutturale del modello. Tale ipotesi sarà verificata con il test di Chow nei vari istanti temporali.

Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow calcolata per il modello stimato in tabella 2.3.

La linea rossa rappresenta il quantile 0.95 e quella viola il quantile 0.99 della distribuzione F di Fisher con 2 gradi di libertà al numeratore e 248 al denominatore.

Il test non è stato eseguito per verificare eventuali break strutturali sui primi e gli ultimi 3 anni di dati, per evitare possibili distorsioni dovute alla bassa numerosità campionaria.

TITOLO: Saipem

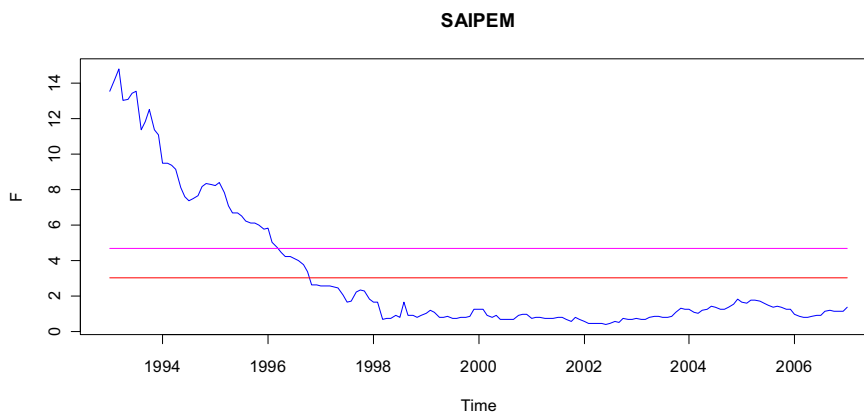


Grafico 2.6 – Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow

Si nota la presenza di un break strutturale nel 1993 circa che indica un cambiamento dei parametri. Questo break sembra essere dovuto al parametro beta; infatti, dai grafici visti in precedenza, si vede come nel primo periodo il beta di Saipem sia più elevato rispetto al periodo successivo. Bisogna comunque tener conto che le precedenti finestre rolling sono di 60 mesi e quindi la prima stima si riferisce al 1995.

TITOLO: Fiat

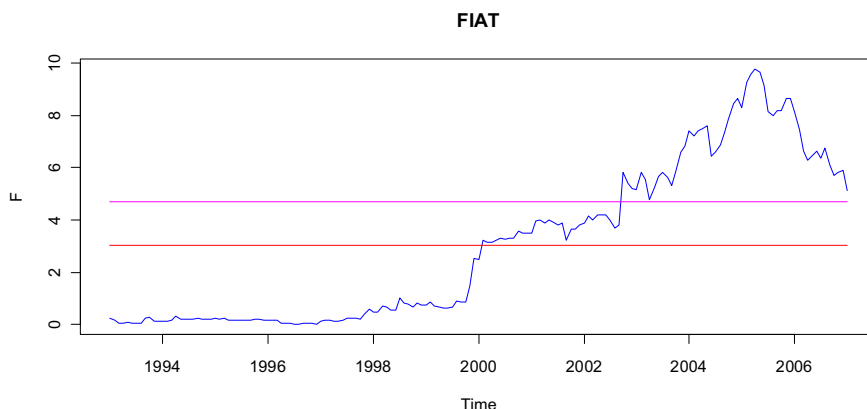


Grafico 2.7 – Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow

Si evidenzia la presenza di un break strutturale nel 2005 circa. E' interessante notare come questo coincida con il piano di rilancio industriale che ha poi portato la Fiat a ottenere un utile netto e, negli anni successivi, a pagare dividendi.

Dal grafico 2.2 si vede inoltre come dal 2005 in poi l'alfa di Fiat aumenti fino a diventare maggiore di zero e ai limiti della significatività, ipotizzando quindi remunerazione extra non spiegata dall'esposizione del titolo al rischio di mercato.

TITOLO: Mediobanca

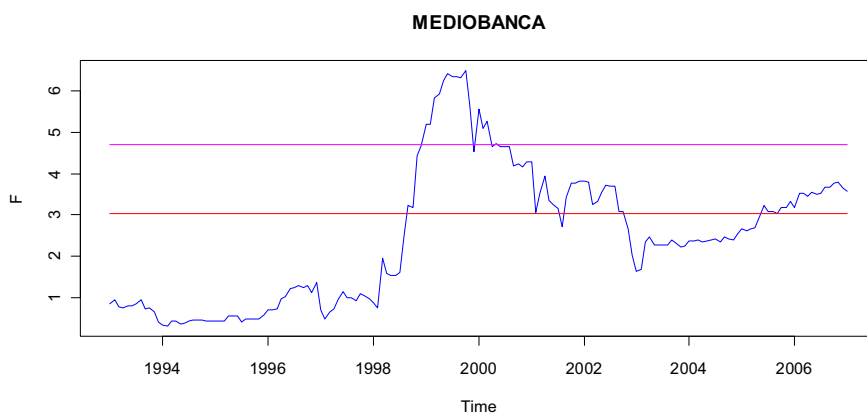


Grafico 2.8 – Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow

Il modello per il titolo Mediobanca presenta un break strutturale attorno al 1999.

TITOLO: **Italcementi**

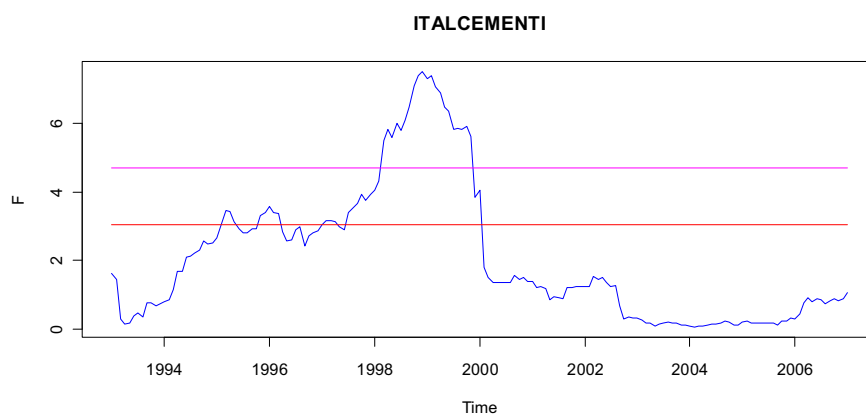


Grafico 2.9 – Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow

Anche per Italcementi si evidenzia un break strutturale nel 1999.

Dai grafici degli altri titoli (visibili nell'appendice) si vede come Pirelli, Credito Bergamasco, Exor, Recordati, Credito Emiliano e Buzzi Unicem sembrano avere parametri abbastanza stabili; infatti, non si evidenziano significativi break strutturali.

Il titolo con parametri più instabili è Banca Popolare di Milano, il quale presenta più di un break strutturale.

Confrontando i grafici del test di Chow e quelli rolling sui parametri del CAPM, si nota che complessivamente i break strutturali del modello sono dovuti al parametro beta che risulta essere instabile nel tempo.

L'instabilità di beta e la significatività di alfa (dove risulta presente) sono forse dovute a fattori esterni al mercato. Questi fattori, infatti, potrebbero modificare i rendimenti dei titoli, in alcuni casi offrendo una remunerazione extra rispetto a quella prevista dall'esposizione al rischio di mercato, in altri influenzando l'esposizione stessa.

3. Conditional CAPM con alfa e beta variabili nel tempo

3.1 Cenni teorici

Il modello del CAPM standard prevede alcune restrizioni, le quali però non sono sempre riscontrabili nella stima empirica del modello.

In primo luogo esso considera costante nel tempo l'esposizione di un titolo al rischio di mercato e questo, come evidenziato anche dai grafici e dai test del capitolo precedente, è poco plausibile soprattutto nel lungo periodo.

In secondo luogo il modello del CAPM esclude la possibilità che il rendimento di un'attività rischiosa dipenda da altri fattori oltre al rischio di mercato, che potrebbero spiegare la significatività di alfa. Per ovviare a questo problema sono stati sviluppati vari modelli. Il più famoso è l'Arbitrage Pricing Theory (Ross 1976), nel quale il rendimento di un titolo (o portafoglio) risulta legato a una serie di fattori di rischio; inserendo il mercato tra questi fattori, si può verificare se oltre ad esso vi sono altre variabili che spiegano gli eccessi di rendimento.

Per eliminare entrambe queste restrizioni è applicato il Conditional CAPM, una diretta evoluzione del CAPM in cui si abbandona il vincolo di invariabilità dei parametri e si valuta l'andamento di tali parametri attraverso l'utilizzo di variabili esplicative.

Il modello, quindi, diventa:

$$R_{i,t} - r_{Ft} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{Mt} - r_{Ft}) + \varepsilon_{i,t}$$

con

$$\alpha_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_t$$

$$\beta_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Z_t$$

Si nota che $\alpha_{i,t}$ e $\beta_{i,t}$ sono ottenuti come combinazioni lineari delle variabili esplicative, le quali determinano l'andamento temporale dei due parametri.

Il valore di α_1 indica se e in che modo la variabile in questione offre una remunerazione extra rispetto a quella già prevista per sopportare il rischio sistematico. β_1 indica, invece, come il fattore determini l'esposizione del titolo al rischio di mercato; in altre parole, valuta se la variabile influenza la rischiosità del titolo (o portafoglio).

La verifica empirica del Conditional CAPM, che nel CAPM classico corrispondeva alla verifica di nullità di alfa, equivale a verificare la nullità congiunta di α_0 e α_1 .

Le variabili esplicative possono essere inserite nel modello ritardate; di conseguenza, alfa e beta diventano

$$\alpha_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{t-1}$$

$$\beta_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Z_{t-1}$$

In questo modo si ottiene una diversa interpretazione del modello che mira a verificare se, attraverso un set di informazioni disponibili al tempo t , si possono fare valutazioni sull'esposizione del titolo al rischio di mercato e sull'alfa di Jensen al tempo $t+1$.

In questo elaborato, viene però utilizzato il modello con le variabili esplicative non ritardate.

3.2 Modello con una sola variabile esplicativa

3.2.1 Il modello

In questo paragrafo si stima il modello del Conditional CAPM introducendo una sola variabile esplicativa per volta, in modo da poter cogliere quali variabili influenzano maggiormente i rendimenti di ogni singolo titolo.

Il modello risulta essere quello già visto in precedenza, ovvero:

$$R_{i,t} - r_{Ft} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{Mt} - r_{Ft}) + \varepsilon_{i,t}$$

con

$$\alpha_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_t$$

$$\beta_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Z_t$$

Per poterlo stimare utilizzando il metodo dei minimi quadrati ordinari, il modello viene riscritto sotto forma di regressione lineare, sostituendo i parametri variabili con le equazioni lineari che li rappresentano:

$$R_{i,t} - r_{Ft} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_t + \beta_0 (R_{Mt} - r_{Ft}) + \beta_1 Z_t (R_{Mt} - r_{Ft}) + \varepsilon_{i,t}$$

dove $Z_t = z_t - E[z_t]$ con z_t variabile macroeconomica.

L'utilizzo di variabili macro a media nulla è indispensabile per non avere distorsioni nella stima di α_0 e β_0 che altrimenti risulterebbero influenzate dalla media delle variabili. Basti pensare ad esempio al tasso di disoccupazione, che ha un valore atteso sensibilmente diverso da zero; nel modello ad esso relativo, un valore di α_1 significativo influisce sul valore di α_0 , compromettendo così anche il test F sulla nullità congiunta di α_0 e α_1 per la verifica empirica del Conditional CAPM.

Nelle stime che seguono, per fare inferenza vengono utilizzati direttamente gli standard error di White, senza prima applicare i test sui residui per verificare la bontà del modello.

3.2.2 Stime e analisi

Stima del modello utilizzando una variabile esplicativa per volta

VARIABILE ESPLICATIVA: Rendimento dei BTP

	α_0	SE α_0	pValue	α_1	SE α_1	pValue	β_0	SE β_0	pValue	β_1	SE β_1	pValue	Rquadro
UNICREDIT	0.3376	0.4504	0.45430	-0.4129	0.3899	0.29068	1.1894	0.0979	0.00000	-0.0151	0.0479	0.75353	0.5298
INTESA SANPAOLO	0.5151	0.5498	0.34970	-0.4463	0.4347	0.30561	1.2373	0.1237	0.00000	0.0002	0.0630	0.99785	0.4328
GENERALI	-0.0058	0.2891	0.98414	0.1282	0.2198	0.56034	0.8901	0.0603	0.00000	-0.0513	0.0322	0.11194	0.6250
SAIPEM	1.0875	0.6054	0.07367	-0.3565	0.4912	0.46864	0.8112	0.1431	0.00000	0.1071	0.0649	0.10036	0.2450
TELECOM ITALIA	-0.3805	0.6120	0.53467	-0.1720	0.5588	0.75845	1.2528	0.1269	0.00000	-0.0385	0.0588	0.51298	0.4247
FIAT	-0.3348	0.5174	0.51815	-1.1653	0.4090	0.00475	1.2023	0.0926	0.00000	0.0651	0.0476	0.17287	0.4887
MEDIOBANCA	-0.0848	0.3533	0.81048	0.2727	0.2927	0.35238	1.2434	0.0760	0.00000	0.0368	0.0314	0.24243	0.7008
FINMECCANICA	-0.1258	0.6385	0.84397	-1.1856	0.5674	0.03769	1.2562	0.1503	0.00000	-0.0023	0.0838	0.97846	0.3854
EDISON	-0.6861	0.6363	0.28194	-1.5038	0.8507	0.07833	1.0805	0.1205	0.00000	-0.1821	0.0877	0.03888	0.3057
PIRELLI	-0.1281	0.5376	0.81192	-0.7017	0.4713	0.13778	1.2869	0.1217	0.00000	-0.0230	0.0570	0.68695	0.4886
BUZZI UNICEM	0.2651	0.5255	0.61440	-0.4277	0.5522	0.43933	1.0465	0.0980	0.00000	0.0169	0.0822	0.83777	0.3939
CREDITO EMILIANO	0.3285	0.5905	0.57854	-1.1971	0.4871	0.01467	1.0340	0.1104	0.00000	-0.1239	0.0527	0.01955	0.3194
RECORDATI	1.0109	0.5928	0.08941	-0.6624	0.3977	0.09706	0.6861	0.1015	0.00000	-0.0571	0.0459	0.21445	0.1832
EXOR PRV	-0.0529	0.5949	0.92924	-0.9866	0.5486	0.07334	1.3489	0.1097	0.00000	0.1053	0.0789	0.18321	0.4823
CREDITO BERGAMASCO	0.2560	0.3800	0.50127	-0.2051	0.3539	0.56268	0.3976	0.0745	0.00000	0.0173	0.0561	0.75856	0.1531
ITALCEMENTI	-0.3589	0.4640	0.43994	-0.2081	0.4211	0.62160	0.8871	0.0927	0.00000	0.0841	0.0595	0.15901	0.4024
CIR	0.1351	0.7252	0.85236	-1.2012	0.5024	0.01755	1.5578	0.1839	0.00000	-0.0058	0.0678	0.93173	0.4465
BANCA POPOLARE DI MILANO	0.2018	0.4483	0.65296	-0.1785	0.3750	0.63446	0.9859	0.0846	0.00000	-0.1182	0.0484	0.01523	0.4584
UNIPOL	-0.5391	0.4169	0.19712	-0.2593	0.3840	0.50018	0.7487	0.0935	0.00000	-0.0464	0.0469	0.32277	0.3455
INDESIT COMPANY	0.8473	0.7027	0.22905	-1.4395	0.5268	0.00674	0.9954	0.2007	0.00000	0.0084	0.0515	0.86995	0.2446

Tabella 3.1 – Stima dei parametri del Conditional CAPM per i 20 titoli utilizzando il rendimento dei BTP come variabile esplicativa.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

VARIABILE ESPLICATIVA: Prezzo del petrolio

	α_0	SE α_0	pValue	α_1	SE α_1	pValue	β_0	SE β_0	pValue	β_1	SE β_1	pValue	Rquadro
UNICREDIT	0.3052	0.4473	0.49570	-0.0221	0.0409	0.58984	1.1652	0.0935	0.00000	0.0006	0.0060	0.91908	0.5281
INTESA SANPAOLO	0.5252	0.5556	0.34540	0.0054	0.0408	0.89380	1.2120	0.1271	0.00000	-0.0014	0.0057	0.79874	0.4313
GENERALI	-0.1022	0.2768	0.71229	-0.0752	0.0263	0.00461	0.8833	0.0553	0.00000	-0.0048	0.0033	0.14478	0.6332
SAIPEM	1.3436	0.6120	0.02906	0.1216	0.0691	0.07956	0.8121	0.1490	0.00000	-0.0038	0.0120	0.75325	0.2553
TELECOM ITALIA	-0.4645	0.5823	0.42579	-0.0636	0.0501	0.20504	1.2370	0.1158	0.00000	-0.0001	0.0055	0.98375	0.4269
FIAT	-0.1793	0.4997	0.72008	0.0561	0.0433	0.19634	1.1558	0.0820	0.00000	-0.0002	0.0065	0.96920	0.4763
MEDIOBANCA	-0.0098	0.3363	0.97688	-0.0208	0.0439	0.63651	1.2722	0.0683	0.00000	0.0009	0.0057	0.87752	0.6992
FINMECCANICA	-0.0645	0.6158	0.91667	-0.1201	0.0549	0.02947	1.1909	0.1431	0.00000	-0.0145	0.0069	0.03608	0.3888
EDISON	-1.1380	0.6416	0.07731	0.0845	0.0618	0.17280	0.9489	0.1205	0.00000	0.0163	0.0065	0.01336	0.2767
PIRELLI	-0.1731	0.5115	0.73537	-0.0780	0.0477	0.10330	1.2492	0.1185	0.00000	-0.0002	0.0076	0.98101	0.4889
BUZZI UNICEM	0.3068	0.5225	0.55761	-0.0566	0.0522	0.27923	1.0339	0.0918	0.00000	-0.0004	0.0062	0.94666	0.3951
CREDITO EMILIANO	0.0542	0.5901	0.92696	0.0413	0.0526	0.43324	0.9298	0.1121	0.00000	0.0030	0.0059	0.60510	0.2936
RECORDATI	0.8528	0.5615	0.13010	0.0905	0.0517	0.08143	0.6330	0.0967	0.00000	0.0099	0.0061	0.10786	0.1863
EXOR PRV	0.1812	0.5802	0.75513	0.0233	0.0557	0.67610	1.3295	0.0941	0.00000	0.0018	0.0073	0.80226	0.4708
CREDITO BERGAMASCO	0.2974	0.3748	0.42822	-0.0528	0.0318	0.09824	0.3964	0.0734	0.00000	-0.0006	0.0042	0.88919	0.1592
ITALCEMENTI	-0.1848	0.4500	0.68173	-0.0482	0.0443	0.27748	0.9099	0.0867	0.00000	0.0031	0.0061	0.60969	0.4009
CIR	0.1418	0.6624	0.83063	0.1092	0.0684	0.11166	1.4806	0.1640	0.00000	-0.0019	0.0095	0.84357	0.4455
BANCA POPOLARE DI MILANO	-0.0416	0.4268	0.92249	0.0158	0.0423	0.70799	0.9339	0.0814	0.00000	-0.0039	0.0048	0.41539	0.4460
UNIPOL	-0.6527	0.4092	0.11192	-0.0235	0.0402	0.55933	0.7250	0.0872	0.00000	0.0033	0.0049	0.49997	0.3442
INDESIT COMPANY	0.8528	0.6658	0.20144	-0.0287	0.0677	0.67199	0.9297	0.1910	0.00000	0.0064	0.0107	0.55120	0.2315

Tabella 3.2 – Stima dei parametri del Conditional CAPM per i 20 titoli utilizzando il prezzo del petrolio come variabile esplicativa.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

VARIABILE ESPLICATIVA: Indice della produzione industriale

	α_0	SE α_0	pValue	α_1	SE α_1	pValue	β_0	SE β_0	pValue	β_1	SE β_1	pValue	Rquadro
UNICREDIT	0.3149	0.4466	0.48138	0.1192	0.3324	0.72025	1.1616	0.0923	0.00000	-0.0770	0.0605	0.20385	0.5320
INTESA SANPAOLO	0.5131	0.5586	0.35921	0.1081	0.3646	0.76710	1.2143	0.1270	0.00000	0.0707	0.0767	0.35751	0.4336
GENERALI	-0.1148	0.2809	0.68305	0.0083	0.2152	0.96937	0.8799	0.0543	0.00000	-0.0583	0.0462	0.20865	0.6256
SAIPEM	1.3382	0.6044	0.02773	-0.1791	0.5365	0.73871	0.8253	0.1449	0.00000	-0.1278	0.1447	0.37788	0.2463
TELECOM ITALIA	-0.4569	0.5847	0.43529	-0.4137	0.4479	0.35653	1.2313	0.1149	0.00000	-0.0816	0.0866	0.34752	0.4280
FIAT	-0.1775	0.5029	0.72443	-0.0862	0.5590	0.87756	1.1608	0.0830	0.00000	-0.0406	0.0678	0.54960	0.4740
MEDIOBANCA	-0.0097	0.3402	0.97731	0.0910	0.2559	0.72254	1.2699	0.0687	0.00000	0.0422	0.0462	0.36185	0.6998
FINMECCANICA	-0.1225	0.6219	0.84399	0.0072	0.4525	0.98736	1.1927	0.1448	0.00000	0.0231	0.0778	0.76683	0.3744
EDISON	-1.0736	0.6454	0.09750	-0.0977	0.4582	0.83132	0.9426	0.1218	0.00000	-0.0123	0.0794	0.87747	0.2622
PIRELLI	-0.1631	0.5180	0.75303	0.2718	0.3242	0.40269	1.2406	0.1166	0.00000	-0.1049	0.0599	0.08129	0.4911
BUZZI UNICEM	0.3006	0.5223	0.56541	-0.2416	0.4677	0.60589	1.0303	0.0904	0.00000	0.0593	0.0658	0.36893	0.3954
CREDITO EMILIANO	0.0708	0.5893	0.90450	0.6389	0.4685	0.17388	0.9290	0.1114	0.00000	-0.0553	0.0801	0.49058	0.3007
RECORDATI	0.8888	0.5635	0.11596	0.4086	0.3710	0.27190	0.6321	0.0969	0.00000	0.0224	0.0610	0.71326	0.1769
EXOR PRV	0.1955	0.5787	0.73584	-0.1997	0.5777	0.72994	1.3295	0.0955	0.00000	-0.0829	0.0765	0.27907	0.4736
CREDITO BERGAMASCO	0.2988	0.3776	0.42958	0.0119	0.3777	0.97490	0.3918	0.0733	0.00000	-0.0330	0.0460	0.47292	0.1534
ITALCEMENTI	-0.1834	0.4511	0.68462	0.1414	0.3183	0.65718	0.9040	0.0857	0.00000	0.1326	0.0602	0.02852	0.4099
CIR	0.1310	0.6782	0.84701	0.0139	0.3998	0.97231	1.4923	0.1631	0.00000	0.0200	0.0813	0.80584	0.4380
BANCA POPOLARE DI MILANO	-0.0530	0.4247	0.90071	-0.6684	0.3522	0.05885	0.9395	0.0807	0.00000	-0.0516	0.0622	0.40746	0.4541
UNIPOL	-0.6391	0.4094	0.11978	0.0471	0.3187	0.88270	0.7199	0.0868	0.00000	-0.0028	0.0903	0.97571	0.3410
INDESIT COMPANY	0.8840	0.6715	0.18926	1.0287	0.5539	0.06445	0.9189	0.1880	0.00000	-0.0570	0.0902	0.52823	0.2431

Tabella 3.3 – Stima dei parametri del Conditional CAPM per i 20 titoli utilizzando l'indice della produzione industriale come variabile esplicativa.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

VARIABILE ESPLICATIVA: Nuovi ordini

	α_0	SE α_0	pValue	α_1	SE α_1	pValue	β_0	SE β_0	pValue	β_1	SE β_1	pValue	Rquadro
UNICREDIT	0.2943	0.4401	0.50421	-0.0618	0.0859	0.47302	1.1764	0.0882	0.00000	-0.0553	0.0210	0.00886	0.5480
INTESA SANPAOLO	0.5294	0.5626	0.34760	0.1324	0.1425	0.35370	1.2039	0.1216	0.00000	0.0410	0.0356	0.25041	0.4413
GENERALI	-0.1220	0.2822	0.66575	-0.0765	0.0695	0.27232	0.8823	0.0534	0.00000	-0.0083	0.0131	0.52398	0.6238
SAIPEM	1.3291	0.6021	0.02819	0.0778	0.1251	0.53447	0.8243	0.1507	0.00000	0.0097	0.0297	0.74458	0.2382
TELECOM ITALIA	-0.4734	0.5813	0.41629	-0.0849	0.1461	0.56142	1.2405	0.1163	0.00000	-0.0380	0.0301	0.20802	0.4310
FIAT	-0.1875	0.4994	0.70767	0.0170	0.1116	0.87867	1.1677	0.0823	0.00000	-0.0258	0.0211	0.22328	0.4771
MEDIOBANCA	-0.0052	0.3409	0.98782	-0.0394	0.0775	0.61177	1.2687	0.0709	0.00000	0.0028	0.0167	0.86710	0.6988
FINMECCANICA	-0.1244	0.6221	0.84171	0.0957	0.1352	0.47998	1.1969	0.1428	0.00000	-0.0156	0.0248	0.53179	0.3767
EDISON	-1.0743	0.6455	0.09732	0.0143	0.1355	0.91620	0.9423	0.1228	0.00000	0.0014	0.0225	0.95193	0.2620
PIRELLI	-0.1838	0.5167	0.72228	-0.0466	0.1146	0.68433	1.2536	0.1124	0.00000	-0.0455	0.0280	0.10597	0.4945
BUZZI UNICEM	0.3073	0.5220	0.55663	-0.1499	0.1287	0.24523	1.0273	0.0920	0.00000	0.0047	0.0219	0.83167	0.3961
CREDITO EMILIANO	0.0670	0.5901	0.90964	0.2241	0.1252	0.07466	0.9304	0.1112	0.00000	0.0065	0.0234	0.78057	0.3002
RECORDATI	0.8848	0.5642	0.11811	0.0491	0.1282	0.70215	0.6390	0.0941	0.00000	-0.0239	0.0216	0.27051	0.1788
EXOR PRV	0.1863	0.5792	0.74804	-0.0435	0.1320	0.74226	1.3317	0.0973	0.00000	-0.0075	0.0224	0.73848	0.4708
CREDITO BERGAMASCO	0.2919	0.3768	0.43917	-0.0321	0.0829	0.69866	0.3960	0.0741	0.00000	-0.0159	0.0152	0.29765	0.1560
ITALCEMENTI	-0.1675	0.4564	0.71398	-0.0782	0.1003	0.43617	0.8983	0.0872	0.00000	0.0165	0.0231	0.47662	0.3996
CIR	0.1435	0.6789	0.83272	0.3100	0.1779	0.08260	1.4823	0.1522	0.00000	0.0446	0.0464	0.33692	0.4524
BANCA POPOLARE DI MILANO	-0.0638	0.4207	0.87967	-0.2264	0.1046	0.03141	0.9443	0.0782	0.00000	-0.0263	0.0177	0.13877	0.4608
UNIPOL	-0.6392	0.4098	0.12003	0.0624	0.0908	0.49277	0.7202	0.0890	0.00000	0.0006	0.0221	0.97710	0.3422
INDESIT COMPANY	0.8713	0.6764	0.19891	-0.0081	0.1577	0.95917	0.9290	0.1945	0.00000	-0.0292	0.0504	0.56296	0.2319

Tabella 3.4 – Stima dei parametri del Conditional CAPM per i 20 titoli utilizzando i nuovi ordini come variabile esplicativa.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

VARIABILE ESPLICATIVA: Fatturato dell'industria

	α_0	SE α_0	pValue	α_1	SE α_1	pValue	β_0	SE β_0	pValue	β_1	SE β_1	pValue	Rquadro
UNICREDIT	0.2599	0.4391	0.55455	0.3343	0.2645	0.20741	1.1730	0.0898	0.00000	-0.0773	0.0465	0.09740	0.5467
INTESA SANPAOLO	0.5225	0.5666	0.35732	-0.1428	0.1817	0.43257	1.2113	0.1268	0.00000	0.0046	0.0353	0.89740	0.4319
GENERALI	-0.1297	0.2833	0.64738	-0.0180	0.1090	0.86918	0.8815	0.0548	0.00000	-0.0159	0.0212	0.45316	0.6219
SAIPEM	1.2865	0.5826	0.02813	-0.2647	0.3324	0.42664	0.8275	0.1459	0.00000	-0.0669	0.0916	0.46633	0.2470
TELECOM ITALIA	-0.4636	0.5924	0.43460	-0.0508	0.2758	0.85393	1.2306	0.1171	0.00000	0.0005	0.0500	0.99133	0.4237
FIAT	-0.1819	0.5060	0.71961	0.0943	0.2494	0.70566	1.1625	0.0826	0.00000	-0.0009	0.0357	0.98025	0.4734
MEDIOBANCA	-0.0214	0.3424	0.95013	-0.0742	0.1524	0.62689	1.2704	0.0699	0.00000	-0.0256	0.0311	0.41016	0.7001
FINMECCANICA	-0.1390	0.6276	0.82490	-0.3736	0.2969	0.20935	1.1895	0.1417	0.00000	-0.0317	0.0594	0.59364	0.3798
EDISON	-1.0780	0.6398	0.09328	-0.0910	0.2814	0.74677	0.9417	0.1225	0.00000	-0.0058	0.0616	0.92548	0.2623
PIRELLI	-0.1612	0.5308	0.76158	0.2814	0.2373	0.23675	1.2449	0.1164	0.00000	0.0197	0.0480	0.68136	0.4869
BUZZI UNICEM	0.3524	0.5199	0.49852	-0.3466	0.2561	0.17716	1.0189	0.0894	0.00000	0.0745	0.0396	0.06120	0.4096
CREDITO EMILIANO	0.0997	0.5834	0.86439	0.5397	0.2404	0.02566	0.9344	0.1088	0.00000	0.0578	0.0382	0.13078	0.3087
RECORDATI	0.8627	0.5649	0.12801	0.2054	0.2301	0.37291	0.6389	0.0954	0.00000	-0.0450	0.0390	0.24986	0.1813
EXOR PRV	0.2022	0.5826	0.72887	-0.1138	0.2557	0.65669	1.3268	0.0950	0.00000	0.0226	0.0395	0.56761	0.4716
CREDITO BERGAMASCO	0.2676	0.3729	0.47378	-0.2824	0.1597	0.07819	0.3916	0.0696	0.00000	-0.0473	0.0224	0.03581	0.1710
ITALCEMENTI	-0.1660	0.4608	0.71892	-0.2079	0.2160	0.33687	0.8993	0.0886	0.00000	0.0083	0.0432	0.84760	0.3985
CIR	0.1926	0.7057	0.78515	0.3808	0.3839	0.32223	1.4903	0.1588	0.00000	0.0992	0.0910	0.27655	0.4506
BANCA POPOLARE DI MILANO	-0.0331	0.4301	0.93872	-0.1117	0.1989	0.57478	0.9343	0.0810	0.00000	0.0394	0.0391	0.31550	0.4489
UNIPOL	-0.5977	0.4101	0.14627	0.1112	0.1584	0.48336	0.7167	0.0837	0.00000	0.0685	0.0332	0.04032	0.3575
INDESIT COMPANY	0.8963	0.6985	0.20063	0.2288	0.2974	0.44239	0.9227	0.1870	0.00000	0.0300	0.0664	0.65151	0.2308

Tabella 3.5 – Stima dei parametri del Conditional CAPM per i 20 titoli utilizzando il fatturato dell'industria come variabile esplicativa.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

VARIABILE ESPLICATIVA: Tasso di disoccupazione

	α_0	SE α_0	pvalue	α_1	SE α_1	pvalue	β_0	SE β_0	pvalue	β_1	SE β_1	pvalue	Rquadro
UNICREDIT	0.4122	0.4456	0.35577	0.2707	0.2488	0.27763	1.1883	0.0940	0.00000	-0.1030	0.0630	0.10330	0.5382
INTESA SANPAOLO	0.4874	0.5244	0.35350	0.1674	0.3741	0.65485	1.1993	0.1069	0.00000	0.0326	0.0835	0.69664	0.4323
GENERALI	-0.0441	0.2714	0.87113	-0.0662	0.1670	0.69224	0.9062	0.0547	0.00000	-0.0761	0.0358	0.03454	0.6314
SAIPEM	1.5819	0.6039	0.00935	-0.3805	0.3456	0.27198	0.9163	0.1479	0.00000	-0.2562	0.0760	0.00087	0.2905
TELECOM ITALIA	-0.6201	0.5629	0.27177	0.2605	0.4107	0.52636	1.1756	0.0966	0.00000	0.1568	0.0802	0.05179	0.4401
FIAT	-0.0373	0.4977	0.94038	-0.5319	0.2947	0.07226	1.2201	0.0817	0.00000	-0.1457	0.0531	0.00651	0.4956
MEDIOBANCA	-0.1586	0.3311	0.63237	-0.1961	0.2042	0.33786	1.2268	0.0662	0.00000	0.1516	0.0477	0.00166	0.7214
FINMECCANICA	-0.2535	0.5851	0.66523	0.0154	0.4173	0.97067	1.1503	0.1194	0.00000	0.1328	0.0937	0.15749	0.3845
EDISON	-1.1894	0.6331	0.06144	-0.4426	0.3638	0.22490	0.9181	0.1097	0.00000	0.1128	0.0767	0.14255	0.2735
PIRELLI	-0.1324	0.5441	0.80796	-0.1272	0.3112	0.68322	1.2583	0.1353	0.00000	-0.0407	0.0881	0.64474	0.4848
BUZZI UNICEM	0.4162	0.5144	0.41922	-0.1927	0.3127	0.53837	1.0688	0.0850	0.00000	-0.1108	0.0481	0.02203	0.4027
CREDITO EMILIANO	0.1154	0.5886	0.84475	0.1782	0.3761	0.63594	0.9419	0.1025	0.00000	-0.0490	0.0729	0.50246	0.2944
RECORDATI	0.8901	0.5648	0.11630	0.1384	0.3489	0.69187	0.6289	0.0887	0.00000	0.0012	0.0599	0.98378	0.1743
EXOR PRV	0.2247	0.5652	0.69130	-0.2426	0.3452	0.48285	1.3479	0.0986	0.00000	-0.0375	0.0717	0.60137	0.4721
CREDITO BERGAMASCO	0.2841	0.3780	0.45297	0.0744	0.2486	0.76492	0.3866	0.0703	0.00000	0.0120	0.0482	0.80337	0.1521
ITALCEMENTI	-0.2183	0.4479	0.62645	0.0111	0.2682	0.96689	0.8879	0.0896	0.00000	0.0467	0.0504	0.35570	0.3979
CIR	0.0805	0.6280	0.89817	0.0406	0.4074	0.92072	1.4746	0.1380	0.00000	0.0524	0.0973	0.59056	0.4391
BANCA POPOLARE DI MILANO	0.0082	0.4198	0.98449	0.0693	0.2492	0.78123	0.9575	0.0766	0.00000	-0.0652	0.0475	0.17128	0.4486
UNIPOL	-0.5486	0.4101	0.18214	0.0330	0.2740	0.90428	0.7477	0.0972	0.00000	-0.0904	0.0675	0.18170	0.3529
INDESIT COMPANY	1.0901	0.7306	0.13693	-0.1476	0.4548	0.74589	0.9919	0.2186	0.00001	-0.2118	0.1538	0.16956	0.2552

Tabella 3.5 – Stima dei parametri del Conditional CAPM per i 20 titoli utilizzando il tasso di disoccupazione come variabile esplicativa.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

VARIABILE ESPLICATIVA: Credit spread (variabile disponibile da luglio 1998)

	α_0	SE α_0	pvalue	α_1	SE α_1	pvalue	β_0	SE β_0	pvalue	β_1	SE β_1	pvalue	Rquadro
UNICREDIT	0.4330	0.4384	0.3250	0.9901	0.4462	0.0280	1.0498	0.1084	0.0000	0.3887	0.0517	0.0000	0.6960
INTESA SANPAOLO	0.0927	0.5153	0.8575	-0.0455	0.5231	0.9308	1.2838	0.1341	0.0000	0.0360	0.0751	0.6324	0.6003
GENERALI	-0.0118	0.3831	0.9754	-0.1014	0.3835	0.7919	0.9113	0.0893	0.0000	0.1152	0.0560	0.0416	0.6061
SAIPEM	1.9460	0.6424	0.0029	0.0148	0.5828	0.9798	0.5870	0.1724	0.0009	0.2129	0.1109	0.0568	0.2643
TELECOM ITALIA	-0.2424	0.6589	0.7135	0.1250	0.6299	0.8430	1.2536	0.1807	0.0000	-0.2415	0.0899	0.0080	0.4162
FIAT	0.3106	0.7497	0.6793	1.0448	1.1667	0.3720	1.1200	0.1413	0.0000	0.2330	0.0948	0.0151	0.4220
MEDIOBANCA	0.0731	0.5122	0.8867	0.3806	0.6327	0.5483	1.2409	0.1009	0.0000	-0.0696	0.1012	0.4928	0.5933
FINMECCANICA	0.2083	0.6162	0.7359	-0.2504	0.6822	0.7142	1.0997	0.1592	0.0000	-0.0317	0.0913	0.7290	0.4038
EDISON	0.2113	0.6709	0.7532	-0.0010	0.7593	0.9989	0.9212	0.1396	0.0000	-0.0279	0.1008	0.7827	0.2947
PIRELLI	0.8762	0.7124	0.2207	0.9771	0.8342	0.2434	1.0802	0.1435	0.0000	0.3649	0.1275	0.0048	0.5150
BUZZI UNICEM	0.7244	0.6937	0.2981	0.4976	0.8507	0.5595	0.8539	0.1464	0.0000	0.1679	0.0815	0.0411	0.3076
CREDITO EMILIANO	0.6446	0.5792	0.2675	-0.0005	0.6955	0.9994	1.1210	0.1146	0.0000	0.1077	0.0742	0.1485	0.5075
RECORDATI	1.5135	0.6716	0.0257	0.3194	0.4525	0.4814	0.6339	0.1681	0.0002	-0.0588	0.0833	0.4814	0.1490
EXOR PRV	0.4498	0.8265	0.5871	0.8700	1.2422	0.4848	1.2051	0.1641	0.0000	0.0863	0.0981	0.3806	0.3532
CREDITO BERGAMASCO	0.2767	0.4665	0.5540	0.0232	0.8770	0.9790	0.3451	0.0842	0.0001	-0.0229	0.0757	0.7627	0.1203
ITALCEMENTI	0.0634	0.5452	0.9076	0.0360	0.6012	0.9524	0.6543	0.1379	0.0000	0.0179	0.0935	0.8486	0.2520
CIR	1.0026	0.8648	0.2482	-0.0064	0.5977	0.9915	1.7267	0.3817	0.0000	-0.1377	0.1793	0.4439	0.3976
BANCA POPOLARE DI MILANO	-0.0820	0.5207	0.8750	-0.2044	0.5279	0.6991	1.1528	0.1203	0.0000	0.0200	0.0588	0.7341	0.5423
UNIPOL	-0.1812	0.5165	0.7262	0.0804	0.7460	0.9143	0.6268	0.1057	0.0000	0.2627	0.1208	0.0313	0.4115
INDESIT COMPANY	1.8126	0.9655	0.0624	2.0814	1.6597	0.2118	0.7947	0.1584	0.0000	0.6869	0.2432	0.0054	0.4272

Tabella 3.6 – Stima dei parametri del Conditional CAPM per i 20 titoli utilizzando il credit spread come variabile esplicativa.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

Da queste stime, il credit spread sembra essere la variabile maggiormente rilevante in termini di significatività dei parametri (R^2 non è confrontabile

con gli altri visto il differente intervallo temporale su cui è stimato il modello). Si vede inoltre che questa variabile influenza in particolar modo l'esposizione dei titoli al rischio di mercato; infatti, α_1 è significativo soltanto per un titolo, mentre β_1 risulta esserlo per otto titoli.

Tra le altre variabili, si evidenziano il tasso di disoccupazione, il rendimento dei BTP e il prezzo del petrolio, le quali influenzano in maniera significativa l'esposizione al rischio di mercato o l'alfa di Jensen di qualche titolo. Risultano invece meno rilevanti il fatturato dell'industria, l'indice della produzione industriale e i nuovi ordini.

Nella maggior parte dei casi, gli R^2 risultano di poco superiori rispetto a quelli visti per il modello del CAPM standard (tabella 2.3). Questo sembra indicare che l'inserimento di α_1 e β_1 non sia sempre giustificato da un miglioramento del modello in termini di grado di adattamento.

A questo punto potrebbe essere interessante valutare il comportamento, nei diversi istanti temporali, dei parametri aggiuntivi del Conditional CAPM. Si potrebbe così verificare se l'influenza di una variabile sull'esposizione al rischio di mercato di un titolo rimane costante o si modifica nel tempo.

3.2.3 Grafici e commenti

Rappresentazione grafica su finestre rolling di 60 mesi delle stime di $\alpha_0, \alpha_1, \beta_0$ e β_1 con intervalli di confidenza al 95%.

Sono rappresentati soltanto alcuni esempi, ritenuti maggiormente significativi.

TITOLO: **Saipem**

VARIABILE : **Prezzo del petrolio**

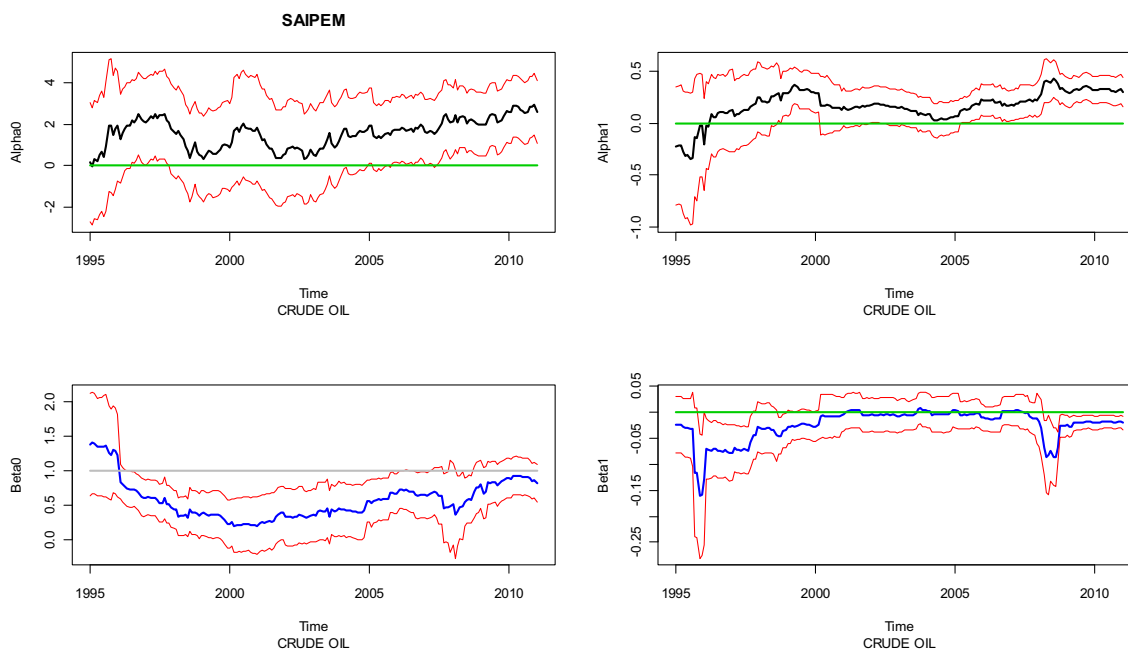


Grafico 3.1 – Rappresentazione grafica di $\alpha_0, \alpha_1, \beta_0$ e β_1 su finestre rolling

Per il titolo Saipem si nota che la stima di α_0 , oltre ad essere sempre positiva, nell'ultimo periodo risulta significativa, in modo del tutto analogo all'alfa del CAPM classico.

Dal grafico di α_1 emerge come questo, ad eccezione del primo periodo, sia costantemente positivo (anche se non sempre significativo). Contrariamente,

β_1 risulta spesso negativo, con periodi in cui lo zero si trova al di sopra del limite superiore dell'intervallo di confidenza al 95%.

Si vede quindi che, in determinati periodi, incrementi del prezzo del petrolio riducono l'esposizione del titolo al rischio di mercato e generano una remunerazione extra per Saipem.

L'influenza del prezzo del petrolio sui rendimenti di questo titolo era ipotizzabile, trattandosi di una società del gruppo ENI che opera nel settore petrolifero.

TITOLO: Mediobanca

VARIABILE : Rendimenti BTP

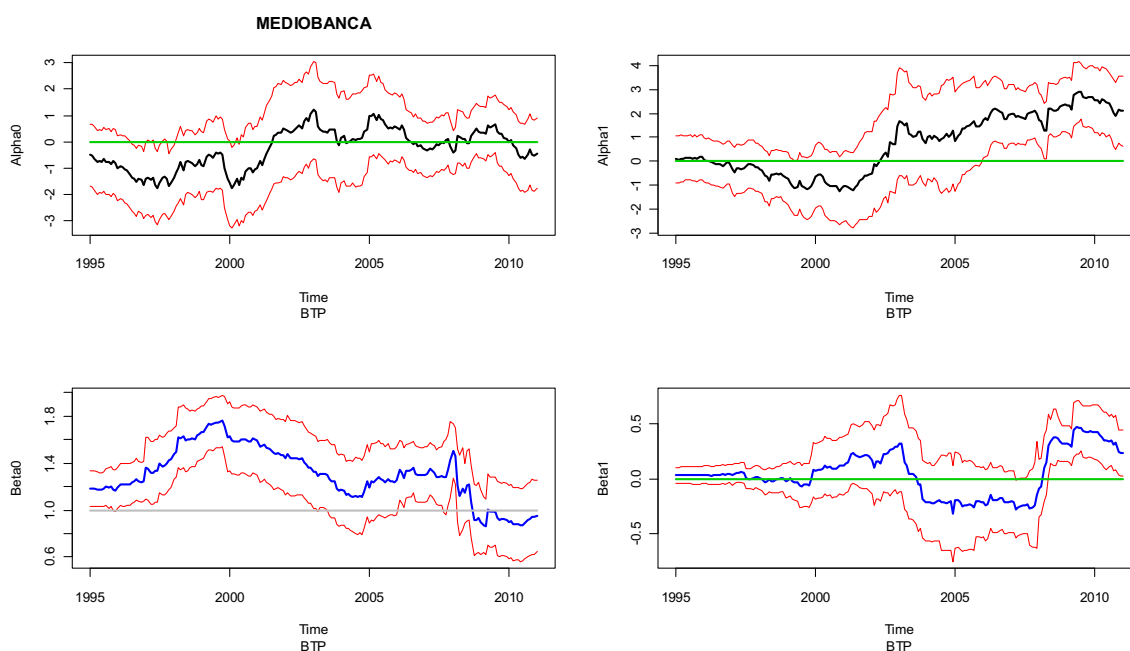


Grafico 3.2 – Rappresentazione grafica di $\alpha_0, \alpha_1, \beta_0$ e β_1 su finestre rolling

Complessivamente, α_1 e β_1 non possono essere considerati stabili nel tempo. Infatti, nella prima parte della serie il rendimento dei BTP non spiega in alcun modo il rendimento di Mediobanca, mentre nell'ultimo periodo

influenza positivamente e in modo significativo sia l'esposizione al rischio di mercato sia l'alfa del titolo.

Inoltre, si vede come l'andamento di α_0 e β_0 sia molto simile a quello di α e β del CAPM classico.

TITOLO: Fiat

VARIABILE : Nuovi ordini

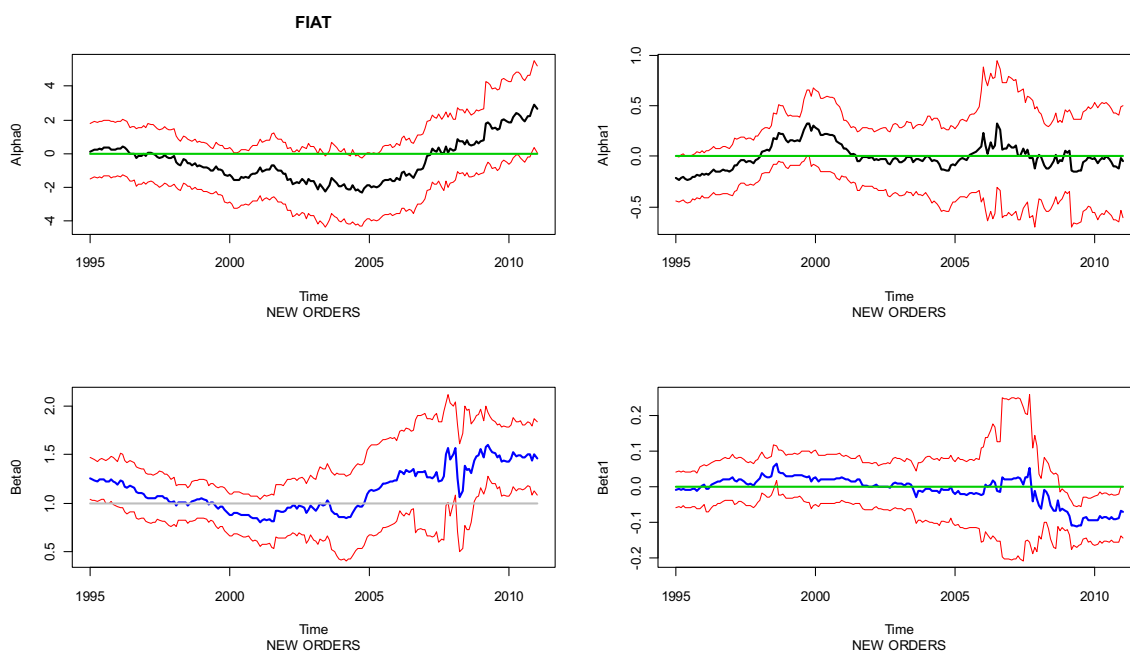


Grafico 3.3 – Rappresentazione grafica di $\alpha_0, \alpha_1, \beta_0$ e β_1 su finestre rolling

Il valore di α_1 non è significativamente diverso da zero in nessuna finestra, mentre β_1 nell'ultimo periodo risulta negativo. Questo indica che un incremento di nuovi ordini riduce l'esposizione al rischio di mercato del titolo Fiat.

Visto che la significatività di β_1 coincide, come visto nel grafico 2.2, con il periodo in cui il beta del CAPM standard risulta significativamente maggiore di uno, ci si potrebbe aspettare che la variabile "nuovi ordini" spieghi questa significatività. Osservando però il grafico rolling di β_0 , si vede come questo si

comporti in modo del tutto analogo al beta del CAPM e ciò sta ad indicare che la variabile non contiene tutta l'informazione necessaria per spiegare l'aumento del beta.

TITOLO: Italcementi

VARIABILE : Tasso di disoccupazione

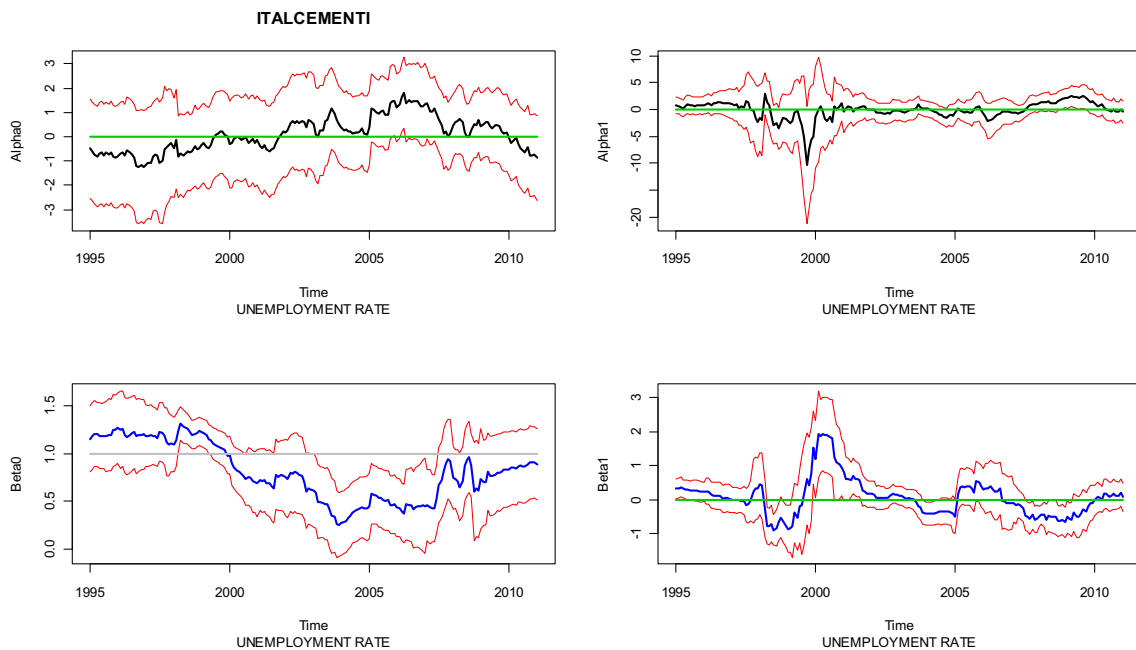


Gráfico 3.4 – Rappresentazione grafica di $\alpha_0, \alpha_1, \beta_0$ e β_1 su finestre rolling

Si osserva che la stima di α_0 risulta costantemente non diversa da zero. Per la stima di β_0 , invece, si evidenziano il rifiuto dell'ipotesi di uguaglianza a 1 e la sua variabilità nel tempo.

Osservando i grafici di β_1 e α_1 dal 2000 al 2001 si nota che il primo è significativo in questo periodo, mentre il secondo, anche se non significativo, ha valori elevati di deviazione standard e stima in valore assoluto.

Utilizzando il tasso di disoccupazione come variabile esplicativa, questa anomalia dal 2000 al 2001 circa si verifica, in maniera più o meno forte, per tutti i titoli analizzati.

Per provare a spiegare questo fenomeno si osserva il grafico che segue

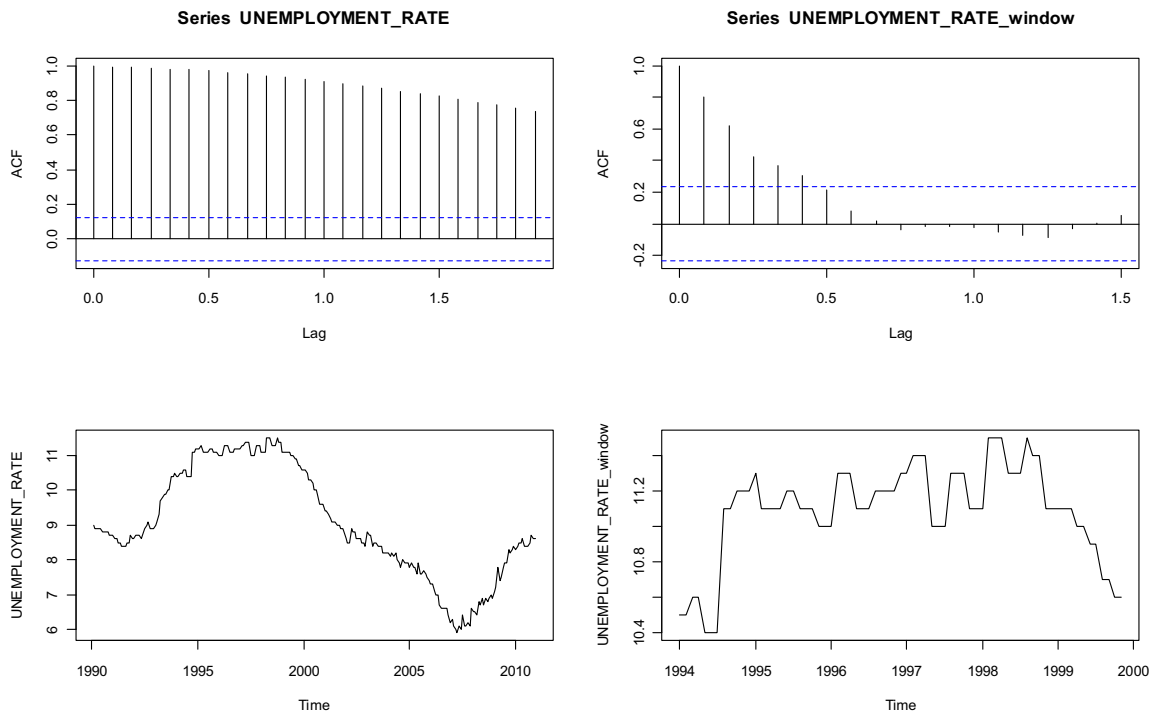


Grafico 3.5 – Rappresentazione grafica e correlogramma del tasso di disoccupazione per l'intera serie storica a disposizione e per la finestra temporale 1994-2000

Si evidenzia la presenza di un trend (radice unitaria) nella serie storica completa. Questo fa sì che difficilmente i coefficienti, stimati da una regressione tra eccessi di rendimento di un titolo e tasso di disoccupazione, siano elevati in valore assoluto, poiché il rendimento è una variabile stazionaria.

Nel periodo interessato, invece, questo trend sembra non essere presente, o comunque meno evidente.

TITOLO: **Unicredit**

VARIABILE : **Credit spread**

Per questa variabile i dati sono disponibili da luglio 1998.

Disponendo di finestre temporali di 60 mesi, la prima stima si riferisce a giugno 2003.

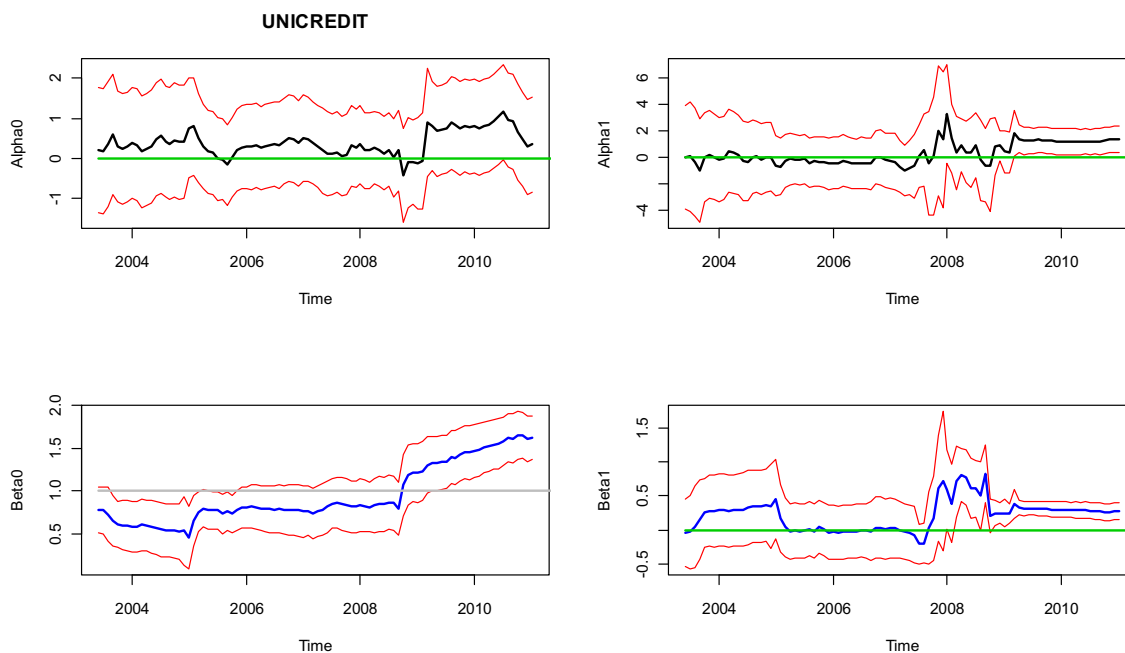


Grafico 3.6 – Rappresentazione grafica di α_0 , α_1 , β_0 e β_1 su finestre rolling

Dalla stima sull'intera serie storica a disposizione si evidenziava la significatività di β_1 per il modello stimato con questo titolo.

Dal grafico si osserva che questa significatività è dovuta all'ultimo periodo campionario, corrispondente alla crisi del 2008, dove il Credit spread subisce un forte incremento, riconducibile all'elevato rischio di insolvenza delle imprese con basso rating.

Nello stesso periodo aumenta anche l'esposizione al rischio di mercato del titolo.

Il Credit spread riesce quindi a spiegare almeno parzialmente questo aumento di rischiosità del titolo Unicredit durante la crisi.

3.3 Modello con più variabili esplicative

3.3.1 Il modello

Come si è visto nel precedente paragrafo i coefficienti relativi ad una singola variabile esplicativa risultano significativi solo per alcuni titoli e in determinati periodi.

Verrà in seguito stimato il modello utilizzando tutti i fattori macroeconomici (a parte il credit spread) simultaneamente.

Il modello risulta quindi

$$R_{i,t} - r_{Ft} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{Mt} - r_{Ft}) + \varepsilon_{i,t}$$

con

$$\alpha_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Z1_t + \alpha_2 Z2_t + \alpha_3 Z3_t + \alpha_4 Z4_t + \alpha_5 Z5_t + \alpha_6 Z6_t$$

$$\beta_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Z1_t + \beta_2 Z2_t + \beta_3 Z3_t + \beta_4 Z4_t + \beta_5 Z5_t + \beta_6 Z6_t$$

dove:

$Z1_t$ è il rendimento dei BTP

$Z2_t$ è la variazione del prezzo del petrolio

$Z3_t$ è la variazione dell'indice della produzione industriale

$Z4_t$ è la variazione dei nuovi ordini

$Z5_t$ è la variazione del fatturato

$Z6_t$ è il tasso di disoccupazione

Nelle stime successive, la numerazione dei coefficienti segue l'ordinamento sopra esposto.

Come visto in precedenza, per poter essere stimato, il modello viene scritto sotto forma di regressione lineare

$$R_{i,t} - r_{Ft} = \alpha_0 + \alpha_1 Z1_t + \alpha_2 Z2_t + \alpha_3 Z3_t + \alpha_4 Z4_t + \alpha_5 Z5_t + \alpha_6 Z6_t + \\ \beta_0 r_{Mt} + \beta_1 Z1_t r_{Mt} + \beta_2 Z2_t r_{Mt} + \beta_3 Z3_t r_{Mt} + \beta_4 Z4_t r_{Mt} + \\ \beta_5 Z5_t r_{Mt} + \beta_6 Z6_t r_{Mt} + \varepsilon_{i,t}$$

con

$$r_{Mt} = R_{Mt} - r_{Ft}$$

La stima avviene con il metodo dei minimi quadrati ordinari e per fare inferenza si applicano gli errori standard di White. Inoltre, come già visto in precedenza, le variabili vengono utilizzate a media nulla.

Osservando i parametri di questo modello si può notare come alcuni di essi perdano significatività rispetto a quelli stimati nei modelli che includevano una sola esplicativa per volta.

Si consideri, ad esempio, il parametro β_5 : in questo modello il parametro in esame non mostra significatività per nessun titolo, mentre nel modello che considerava il solo fatturato come variabile esplicativa, β_5 si è dimostrato significativo per alcuni titoli.

Valutiamo quindi se tale problema dipenda dalla presenza di multicollinearità nel modello.

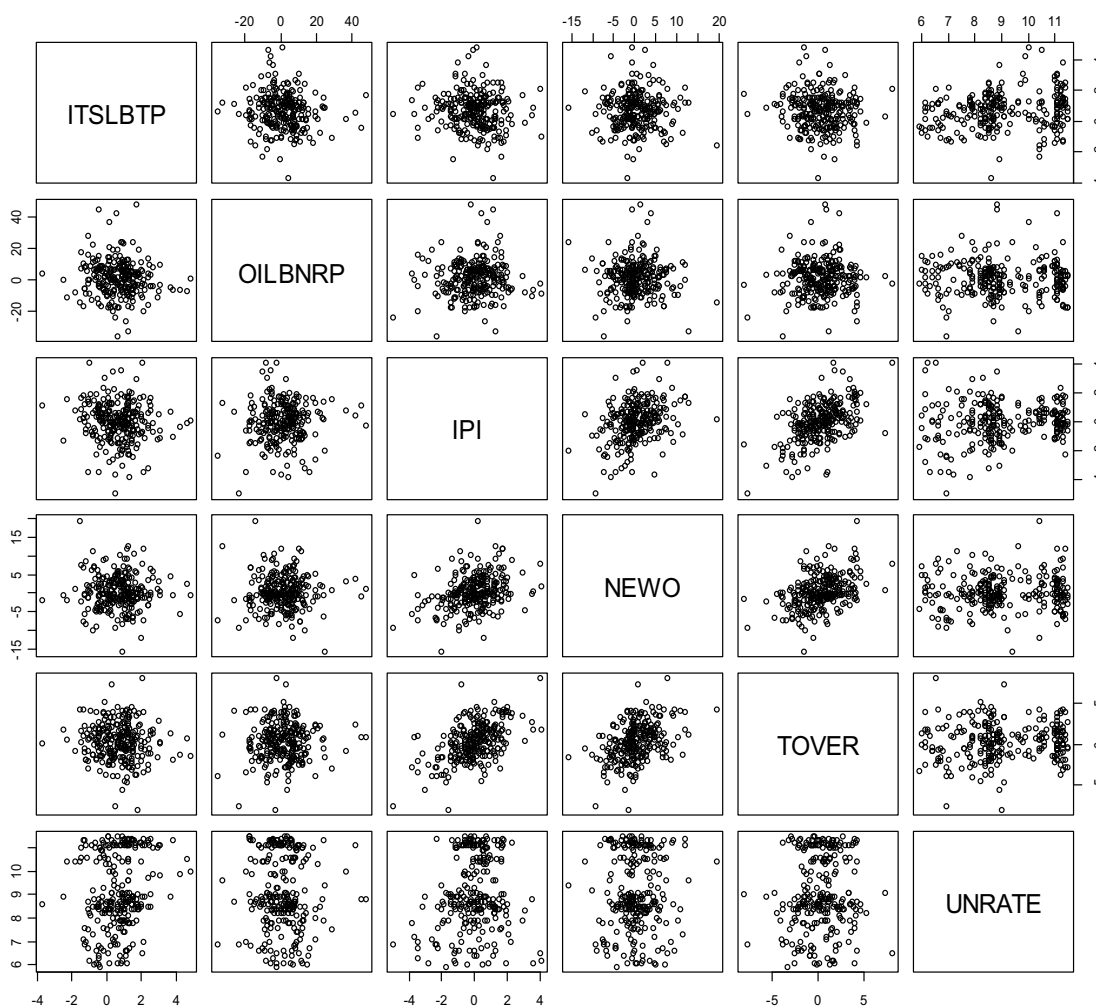


Grafico 3.7 – Matrice dei diagrammi di dispersione delle variabili esplicative

I grafici di dispersione indicano una certa correlazione tra: l'indice della produzione industriale, i nuovi ordini e il fatturato dell'industria; mentre per le altre variabili i punti sembrano essere distribuiti in modo casuale.

Per avere un riferimento numerico si stima la matrice di correlazione:

ITSLBTP	-0.0975	-0.1005	-0.0062	-0.0803	0.1753
-0.0975	OILBNRP	0.0593	-0.0109	0.0360	-0.0257
-0.1005	0.0593	IPI	0.3277	0.5199	0.1253
-0.0062	-0.0109	0.3277	NEWO	0.4130	0.0402
-0.0803	0.0360	0.5199	0.4130	TOVER	0.0740
0.1753	-0.0257	0.1253	0.0402	0.0740	UNRATE

Tabella 3.8 – matrice di correlazione delle esplicative

La matrice conferma quanto già visto nei diagrammi di dispersione.

Per cercare di risolvere questo problema il modello viene ridotto togliendo l'indice della produzione industriale e i nuovi ordini.

Il modello risulta quindi:

$$R_{i,t} - r_{Ft} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t}(R_{Mt} - r_{Ft}) + \varepsilon_{i,t}$$

con

$$\alpha_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Z1_t + \alpha_2 Z2_t + \alpha_3 Z3_t + \alpha_4 Z4_t$$

$$\beta_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Z1_t + \beta_2 Z2_t + \beta_3 Z3_t + \beta_4 Z4_t$$

dove

$Z1_t$ è il rendimento dei BTP

$Z2_t$ è la variazione del prezzo del petrolio

$Z3_t$ è la variazione del fatturato

$Z4_t$ è il tasso di disoccupazione

Per poter essere stimato, il modello viene riscritto sotto forma di regressione lineare e si ottiene:

$$R_{i,t} - r_{Ft} = \alpha_0 + \alpha_1 Z1_t + \alpha_2 Z2_t + \alpha_3 Z3_t + \alpha_4 Z4_t + \beta_0 r_{Mt} + \beta_1 Z1_t r_{Mt} + \beta_2 Z2_t r_{Mt} + \beta_3 Z3_t r_{Mt} + \beta_4 Z4_t r_{Mt} + \varepsilon_{i,t}$$

con

$$r_{Mt} = R_{Mt} - r_{Ft}$$

Stima del modello

		α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	Rquadro
UNICREDIT	coef.	0.3495	-0.3884	-0.0225	0.2754	0.2327	1.2285	-0.0068	0.0045	-0.0908	-0.1032	0.5616
	SE	0.4357	0.4133	0.0409	0.2603	0.2700	0.0930	0.0524	0.0057	0.0459	0.0669	
	pvalue	0.4233	0.3483	0.5839	0.2911	0.3895	0.0000	0.8966	0.4341	0.0491	0.1241	
INTESA SANPAOLO	coef.	0.5270	-0.5888	-0.0020	-0.1672	0.2666	1.2246	-0.0191	-0.0029	0.0075	0.0468	0.4365
	SE	0.5332	0.4552	0.0427	0.1828	0.3910	0.1078	0.0633	0.0057	0.0366	0.0871	
	pvalue	0.3240	0.1971	0.9629	0.3613	0.4960	0.0000	0.7626	0.6133	0.8371	0.5914	
GENERALI	coef.	0.0814	0.1093	-0.0824	-0.0236	-0.0638	0.9210	-0.0526	-0.0047	-0.0136	-0.0755	0.6499
	SE	0.2728	0.2387	0.0273	0.1043	0.1773	0.0569	0.0362	0.0036	0.0205	0.0370	
	pvalue	0.7656	0.6473	0.0028	0.8213	0.7193	0.0000	0.1478	0.1951	0.5084	0.0427	
SAIPEM	coef.	1.1594	0.1694	0.1444	-0.2990	-0.5410	0.8576	0.1803	0.0039	-0.0824	-0.2936	0.3408
	SE	0.5893	0.4950	0.0579	0.2983	0.3509	0.1421	0.0638	0.0088	0.0813	0.0802	
	pvalue	0.0503	0.7324	0.0134	0.3171	0.1244	0.0000	0.0051	0.6606	0.3118	0.0003	
TELECOM ITALIA	coef.	-0.4293	-0.5727	-0.0741	-0.0485	0.3942	1.2275	-0.0913	-0.0031	0.0086	0.1794	0.4495
	SE	0.6059	0.6060	0.0567	0.2596	0.4189	0.1039	0.0639	0.0072	0.0499	0.0874	
	pvalue	0.4793	0.3456	0.1920	0.8520	0.3477	0.0000	0.1545	0.6714	0.8628	0.0412	
FIAT	coef.	-0.2984	-0.8248	0.0476	0.0667	-0.5473	1.2274	0.1098	0.0007	-0.0142	-0.1451	0.5119
	SE	0.5117	0.4261	0.0458	0.2399	0.2944	0.0884	0.0508	0.0062	0.0319	0.0539	
	pvalue	0.5604	0.0540	0.3001	0.7812	0.0642	0.0000	0.0317	0.9059	0.6569	0.0076	
MEDIOBANCA	coef.	-0.2042	0.1023	-0.0083	-0.0151	-0.2315	1.2234	0.0158	0.0017	-0.0211	0.1431	0.7230
	SE	0.3336	0.2964	0.0418	0.1480	0.2115	0.0685	0.0320	0.0051	0.0259	0.0503	
	pvalue	0.5410	0.7303	0.8432	0.9187	0.2749	0.0000	0.6213	0.7310	0.4149	0.0048	
FINMECCANICA	coef.	-0.0650	-1.7661	-0.1441	-0.3779	0.2480	1.2445	-0.0798	-0.0183	-0.0095	0.1713	0.4278
	SE	0.6281	0.6416	0.0612	0.2735	0.4433	0.1238	0.0918	0.0090	0.0600	0.1006	
	pvalue	0.9177	0.0064	0.0194	0.1684	0.5764	0.0000	0.3856	0.0430	0.8747	0.0898	
EDISON	coef.	-0.8890	-1.6793	0.0465	-0.1827	-0.0484	1.0489	-0.2002	0.0117	-0.0387	0.1717	0.3343
	SE	0.6327	0.9021	0.0649	0.2681	0.3776	0.1106	0.1014	0.0075	0.0597	0.0791	
	pvalue	0.1613	0.0639	0.4740	0.4963	0.8981	0.0000	0.0495	0.1220	0.5177	0.0309	
PIRELLI	coef.	-0.0787	-0.7235	-0.0998	0.2659	-0.0724	1.3073	-0.0266	-0.0028	0.0169	-0.0226	0.4996
	SE	0.5365	0.4876	0.0483	0.2336	0.3254	0.1286	0.0659	0.0071	0.0441	0.0919	
	pvalue	0.8835	0.1392	0.0399	0.2562	0.8241	0.0000	0.6872	0.6941	0.7025	0.8059	
BUZZI UNICEM	coef.	0.4057	-0.3170	-0.0712	-0.3582	-0.1194	1.0672	0.0304	-0.0035	0.0736	-0.1109	0.4258
	SE	0.5188	0.5932	0.0530	0.2476	0.3280	0.0863	0.0837	0.0070	0.0413	0.0554	
	pvalue	0.4349	0.5936	0.1799	0.1492	0.7162	0.0000	0.7167	0.6124	0.0762	0.0463	
CREDITO EMILIANO	coef.	0.3734	-1.1860	-0.0032	0.4474	0.3952	1.0221	-0.1279	-0.0034	0.0508	0.0090	0.3344
	SE	0.5851	0.5297	0.0535	0.2390	0.3880	0.0995	0.0548	0.0058	0.0387	0.0720	
	pvalue	0.5239	0.0261	0.9524	0.0625	0.3095	0.0000	0.0205	0.5621	0.1909	0.9011	
RECORDATI	coef.	0.8923	-0.6442	0.0846	0.1299	0.2365	0.6801	-0.0504	0.0113	-0.0683	0.0189	0.2054
	SE	0.5960	0.4326	0.0518	0.2328	0.3750	0.0945	0.0464	0.0054	0.0397	0.0630	
	pvalue	0.1356	0.1377	0.1037	0.5775	0.5287	0.0000	0.2790	0.0372	0.0864	0.7645	
EXOR PRV	coef.	-0.0460	-0.8586	0.0208	-0.1220	-0.2281	1.3517	0.1222	0.0017	0.0157	-0.0403	0.4854
	SE	0.6067	0.5838	0.0621	0.2498	0.3597	0.1118	0.0846	0.0091	0.0461	0.0785	
	pvalue	0.9396	0.1427	0.7386	0.6257	0.5265	0.0000	0.1498	0.8548	0.7338	0.6084	
CREDITO BERGAMASCO	coef.	0.2497	-0.3733	-0.0477	-0.2937	0.1090	0.4126	0.0003	0.0015	-0.0508	0.0056	0.1825
	SE	0.3724	0.3743	0.0324	0.1590	0.2573	0.0665	0.0560	0.0042	0.0225	0.0476	
	pvalue	0.5032	0.3196	0.1426	0.0660	0.6721	0.0000	0.9957	0.7196	0.0248	0.9070	
ITALCEMENTI	coef.	-0.3844	-0.2937	-0.0405	-0.1873	-0.0006	0.8876	0.0754	0.0036	0.0063	0.0333	0.4111
	SE	0.4563	0.4451	0.0450	0.2125	0.2843	0.0861	0.0665	0.0059	0.0426	0.0530	
	pvalue	0.4003	0.5100	0.3688	0.3789	0.9982	0.0000	0.2586	0.5370	0.8821	0.5312	
CIR	coef.	0.1550	-1.1741	0.0758	0.3471	0.2067	1.5029	-0.0138	-0.0096	0.1096	0.1041	0.4696
	SE	0.6963	0.5590	0.0664	0.3610	0.4618	0.1472	0.0799	0.0090	0.0903	0.1150	
	pvalue	0.8240	0.0367	0.2546	0.3372	0.6548	0.0000	0.8630	0.2904	0.2259	0.3663	
BANCA POPOLARE DI MILANO	coef.	0.3104	-0.1975	-0.0086	-0.1615	0.2321	0.9827	-0.1243	-0.0080	0.0439	-0.0356	0.4716
	SE	0.4429	0.4062	0.0433	0.1906	0.2680	0.0772	0.0567	0.0053	0.0392	0.0538	
	pvalue	0.4840	0.6273	0.8419	0.3975	0.3873	0.0000	0.0293	0.1326	0.2639	0.5095	
UNIPOL	coef.	-0.4506	-0.1401	-0.0432	0.0791	0.0998	0.7600	-0.0330	-0.0003	0.0636	-0.0774	0.3720
	SE	0.4115	0.3979	0.0419	0.1571	0.2806	0.0932	0.0508	0.0051	0.0337	0.0670	
	pvalue	0.2746	0.7251	0.3030	0.6149	0.7223	0.0000	0.5170	0.9552	0.0602	0.2494	
INDESIT COMPANY	coef.	0.9462	-1.1654	-0.0542	0.1465	-0.0781	1.0446	0.0469	0.0053	0.0057	-0.2001	0.2719
	SE	0.7014	0.5691	0.0623	0.2742	0.4769	0.2079	0.0708	0.0098	0.0552	0.1590	
	pvalue	0.1786	0.0416	0.3855	0.5935	0.8700	0.0000	0.5079	0.5871	0.9182	0.2095	

Tabella 3.9 – Stima dei parametri del conditional CAPM per i 20 titoli utilizzando le quattro esplicative scelte.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

E' interessante notare che il coefficiente α_0 del titolo Saipem, anche se al limite, risulta non significativo al 95%. Questo risultato non si era riscontrato nella precedente specificazione (vedi tabella 3.7).

Confrontando il grado di adattamento (R^2) di questo modello rispetto a quello del CAPM standard, si nota un evidente miglioramento. Va però tenuto conto che questo miglioramento potrebbe dipendere dall'elevato numero di parametri impiegati nel modello. Per sciogliere questo dubbio, nel paragrafo 3.3.4 verrà effettuato un test F per confrontare questo modello rispetto a quello stimato in tabella 2.3.

3.3.3 Grafici e commenti

Rappresentazione grafica di α_t e β_t stimati sull'intera serie storica a disposizione.

α_t e β_t sono ottenuti come combinazione lineare delle variabili esplicative

$$\alpha_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Z1_t + \alpha_2 Z2_t + \alpha_3 Z3_t + \alpha_4 Z4_t$$

$$\beta_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Z1_t + \beta_2 Z2_t + \beta_3 Z3_t + \beta_4 Z4_t.$$

Nei grafici, la linea verde rappresenta il coefficiente stimato dal modello del CAPM classico e le linee rosse rappresentano il suo intervallo di confidenza al 95%.

TITOLO: Saipem

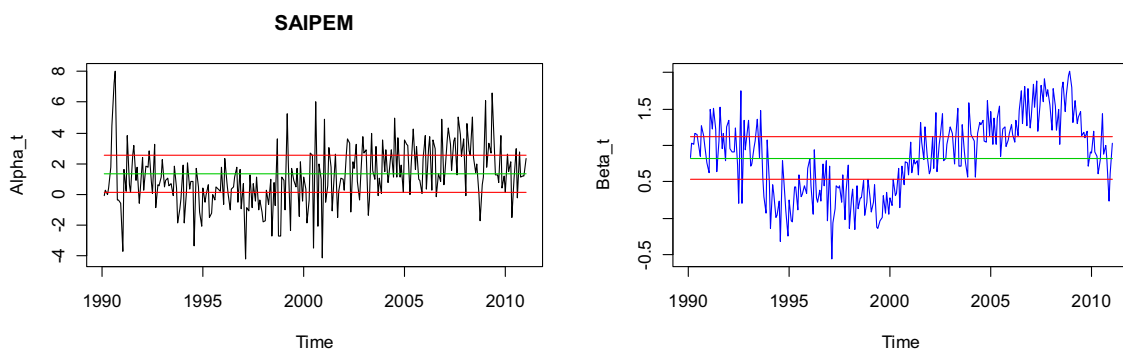


Grafico 3.8 – Rappresentazione grafica di α_t e β_t ottenuti dal modello del Conditional CAPM con le quattro esplicative scelte in precedenza

TITOLO: Fiat

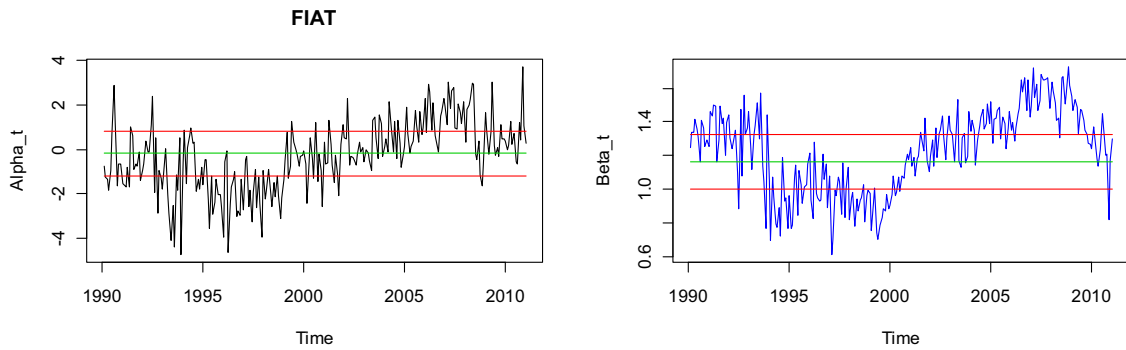


Grafico 3.9 – Rappresentazione grafica di α_t e β_t ottenuti dal modello del Conditional CAPM con le quattro esplicative scelte in precedenza

TITOLO: Mediobanca

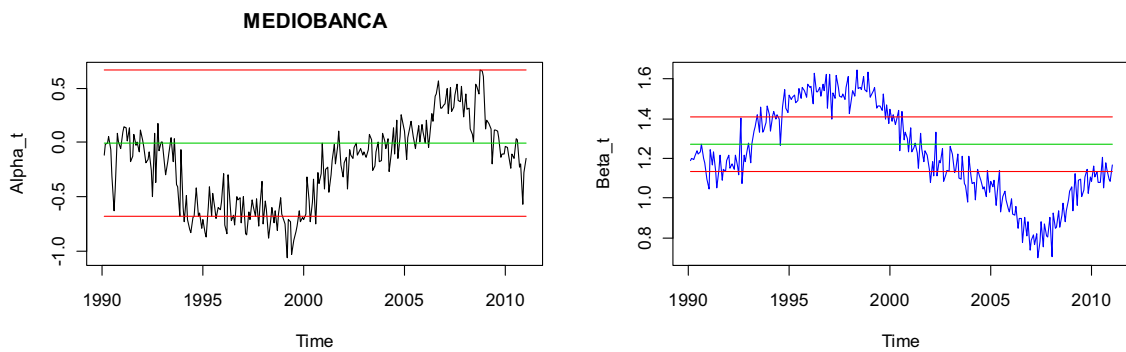


Grafico 3.10 – Rappresentazione grafica di α_t e β_t ottenuti dal modello del Conditional CAPM con le quattro esplicative scelte in precedenza

TITOLO: Italcementi

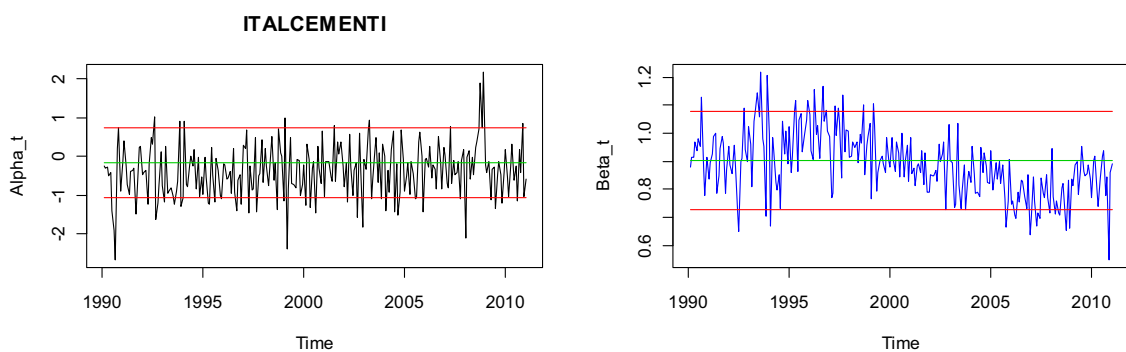


Grafico 3.11 – Rappresentazione grafica di α_t e β_t ottenuti dal modello del Conditional CAPM con le quattro esplicative scelte in precedenza

Questi grafici illustrano le differenze tra α e β del CAPM classico e α_t e β_t del Conditional CAPM.

Emerge che in alcuni casi la serie di α_t o β_t sembra essere stazionaria attorno al valore di α o β del CAPM classico, mentre in altri tale stazionarietà viene meno.

Questa seconda casistica si verifica soprattutto per β_t ; basti osservare i grafici per i titoli Mediobanca, Saipem, Telecom Italia e Finmeccanica.

Tuttavia è necessario considerare che gli intervalli di confidenza presenti in questi grafici non possono essere utilizzati come test per verificare se α_t e β_t sono significativamente diversi rispettivamente da α e β del CAPM. Infatti, queste bande di confidenza non tengono conto del numero di parametri del modello, tralasciando così un possibile problema di sovra-parametrizzazione. Questi grafici sono quindi validi soltanto a scopo illustrativo.

3.3.4 Test sui parametri

Si eseguono alcuni test per verificare l'ipotesi di nullità su gruppi di coefficienti, in particolare:

a) ipotesi di nullità congiunta di $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$.

Questo test verifica se i parametri aggiuntivi del Conditional CAPM, rispetto al CAPM, sono statisticamente significativi.

b) Ipotesi di nullità congiunta di $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ sul modello del conditional CAPM. Tale test, che verifica la significatività di α_t , risulta essere la verifica empirica del Conditional CAPM.

c) Ipotesi congiunta di nullità di $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ del modello

$$R_{i,t} - r_{ft} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}Z1_t + \alpha_{2i}Z2_t + \alpha_{3i}Z3_t + \alpha_{4i}Z4_t + \beta_i(R_{Mt} - r_{ft}) + \varepsilon_{i,t}$$

questo test verifica l'ipotesi che il Conditional CAPM, con il solo alfa variabile nel tempo, possa essere considerato statisticamente non differente al modello del CAPM classico.

d) Ipotesi congiunta di nullità di $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$ del modello

$$R_{i,t} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_{0i}r_{Mt} + \beta_{1i}Z1_t r_{Mt} + \beta_{2i}Z2_t r_{Mt} + \beta_{3i}Z3_t r_{Mt} + \beta_{4i}Z4_t r_{Mt} + \varepsilon_{i,t}$$

con

$$r_{Mt} = R_{Mt} - r_{ft}.$$

Questo test verifica l'ipotesi che il Conditional CAPM, con il solo beta variabile nel tempo, possa essere considerato statisticamente non differente al modello del CAPM classico.

I test "c)" e "d)" possono essere molto interessanti qualora vengano confrontati con i risultati del test "a)". Infatti, se ad esempio nel test "a)" si accetta l'ipotesi nulla e in seguito nel test "d)" questa viene rifiutata, si ha che per quel titolo la specificazione ottimale potrebbe essere il Conditional CAPM con il solo beta variabile nel tempo.

Risultati dei test:

	Test a)		Test b)		Test c)		Test d)	
	statistica F	pvalue	statistica F	pvalue	statistica F	pvalue	statistica F	pvalue
UNICREDIT	2.3558	0.0241	0.8866	0.5613	1.5122	0.1747	3.7497	0.0014
INTESA SANPAOLO	0.2886	0.9580	0.5143	0.9046	0.4084	0.8731	0.1312	0.9923
GENERALI	2.5083	0.0167	2.0555	0.0206	1.6077	0.1455	2.3891	0.0292
SAIPEM	4.7767	0.0001	2.9367	0.0008	1.9017	0.0812	6.8292	0.0000
TELECOM ITALIA	1.4227	0.1968	0.7850	0.6658	0.5997	0.7305	2.0212	0.0635
FIAT	2.4085	0.0212	1.7941	0.0498	2.2686	0.0378	2.5592	0.0202
MEDIOBANCA	2.6833	0.0108	0.3207	0.9852	0.6188	0.7152	5.1055	0.0001
FINMECCANICA	2.8314	0.0075	3.0622	0.0005	2.4463	0.0258	1.7597	0.1080
EDISON	3.2850	0.0024	2.3106	0.0083	2.3488	0.0318	3.9438	0.0009
PIRELLI	0.9803	0.4462	1.3594	0.1864	1.7990	0.0999	0.2651	0.9527
BUZZI UNICEM	1.7944	0.0891	1.0989	0.3617	1.3966	0.2165	2.3255	0.0334
CREDITO EMILIANO	1.9277	0.0660	1.9307	0.0316	2.5454	0.0208	1.5278	0.1696
RECORDATI	1.2039	0.3013	1.5684	0.1016	1.0555	0.3901	1.1181	0.3523
EXOR PRV	0.8806	0.5224	0.7479	0.7035	0.8739	0.5147	0.8275	0.5496
CREDITO BERGAMASCO	1.1469	0.3345	1.1650	0.3092	1.3666	0.2287	0.9111	0.4875
ITALCEMENTI	0.7995	0.5884	0.5444	0.8841	0.8116	0.5618	1.1036	0.3608
CIR	1.8109	0.0859	1.4669	0.1374	1.8610	0.0882	1.7971	0.1003
BANCA POPOLARE DI MILANO	1.5957	0.1373	0.3771	0.9707	0.4326	0.8568	2.8598	0.0104
UNIPOL	1.4956	0.1695	0.5622	0.8711	0.4510	0.8439	2.6276	0.0174
INDESIT COMPANY	1.8256	0.0831	1.2097	0.2769	1.6936	0.1231	2.6089	0.0181

Tabella 3.10 – Statistica test e p-value dei test "a)", "b)", "c)", "d)" visti in precedenza.

N.B. in rosso i p-value minori di 0.05

Dal test "a)" si vede come soltanto per sette titoli i coefficienti aggiuntivi del Conditional CAPM risultano essere congiuntamente significativi. Bisogna però evidenziare che per Banca popolare di Milano, Unipol, Indesit e Buzzi Unicem, anche se il test "a)" ha un p-value maggiore di 0.05, il test "d)"

rifiuta l'ipotesi nulla. Lo stesso avviene per Credito Emiliano, anche se in questo caso è il test "c)" a rifiutarla.

Da questi risultati, si deduce che per i titoli citati potrebbe risultare più corretta una specificazione del modello con il solo beta variabile (per i primi quattro) o con il solo alfa variabile (per l'ultimo). Con questo tipo di specificazione, i parametri aggiuntivi del Conditional CAPM rispetto al CAPM risultano significativi per undici titoli anziché sette (il tutto è riferito alle stime del modello utilizzando l'intera serie storica a disposizione).

Infine, il test "b)" indica la significatività dell'alfa di Jensen per sei titoli. Si ha quindi un'evidenza empirica contro la teoria del CAPM. Questa evidenza era meno forte nella specificazione standard del modello (CAPM classico).

4. Confronto tra CAPM e Conditional CAPM

4.1 Valutazioni e grafici

Per valutare se il Conditional CAPM è migliore del CAPM classico, offrendo informazioni aggiuntive, si eseguono alcuni confronti tra i due modelli.

Alcuni di questi sono già stati visti nel paragrafo 3.3.4, ma soltanto riferiti all'intera serie storica a disposizione. In questa sezione, vengono calcolati su finestre rolling e rappresentati graficamente.

1) Verifica della significatività congiunta dei parametri aggiuntivi

Si valuta se il Conditional CAPM spiega una quota parte di varianza della variabile risposta significativamente maggiore rispetto al modello del CAPM standard. Si tratta di un test F tra il CAPM e il Conditional CAPM.

Le ipotesi da verificare sono:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0 \\ H_1: \text{almeno una delle uguaglianze non è verificata} \end{cases}$$

2) Confronto basato sulla verifica empirica del CAPM

Si confronta la verifica empirica di nullità dell'alfa per il CAPM e per il Conditional CAPM.

Per il CAPM standard, attraverso un test t, si verificano le seguenti ipotesi:

$$\begin{cases} H_0: \alpha = 0 \\ H_1: \alpha \neq 0 \end{cases}$$

Per il Conditional CAPM, attraverso un test F, si verificano invece queste ipotesi:

$$\begin{cases} H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0 \\ H_1: \text{almeno una delle uguaglianze non è verificata} \end{cases}$$

3) Confronto basato sulla stabilità dei parametri

Si confronta la stabilità strutturale del CAPM rispetto a quella del Conditional CAPM, attraverso la rappresentazione grafica del test di Chow per entrambi i modelli.

Complessivamente, questi test verificano se il modello del Conditional CAPM è migliore rispetto al CAPM in termini di grado di adattamento, verifica empirica e stabilità strutturale.

Verifica della significatività congiunta dei parametri aggiuntivi

Rappresentazione grafica della statistica test su finestre rolling di 60 mesi.

La linea viola rappresenta il quantile 0.99 e quella rossa il quantile 0.95 della distribuzione F di Fisher con 8 gradi di libertà al numeratore e 50 al denominatore.

TITOLO: **Saipem**

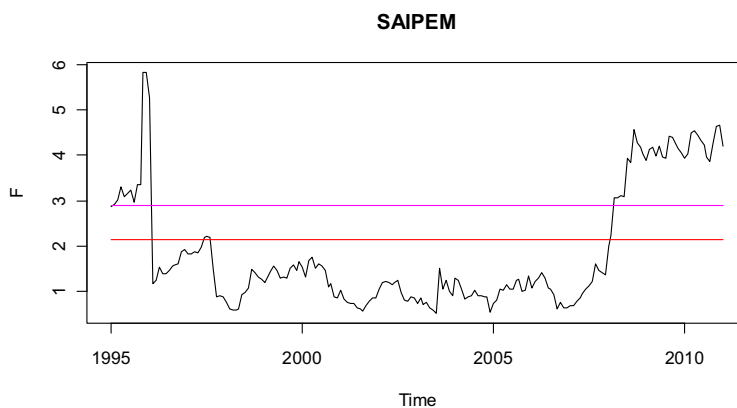


Grafico 4.1 – Rappresentazione grafica della statistica test del test F per la verifica di significatività congiunta dei parametri aggiuntivi del Conditional CAPM rispetto al CAPM standard

TITOLO: Fiat

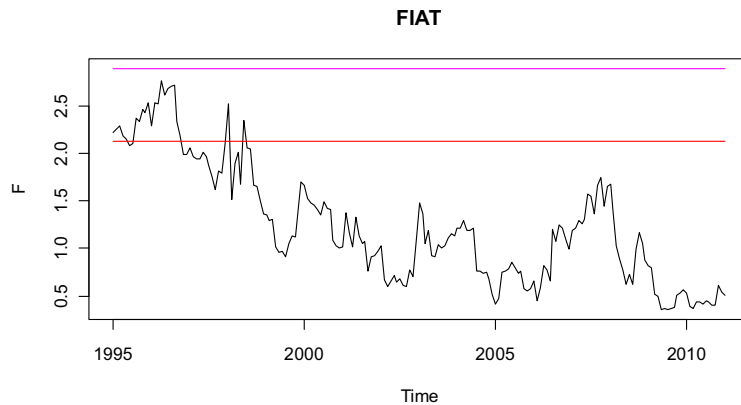


Gráfico 4.2 – Rappresentazione grafica della statistica test del test F per la verifica di significatività congiunta dei parametri aggiuntivi del Conditional CAPM rispetto al CAPM standard

TITOLO: Mediobanca

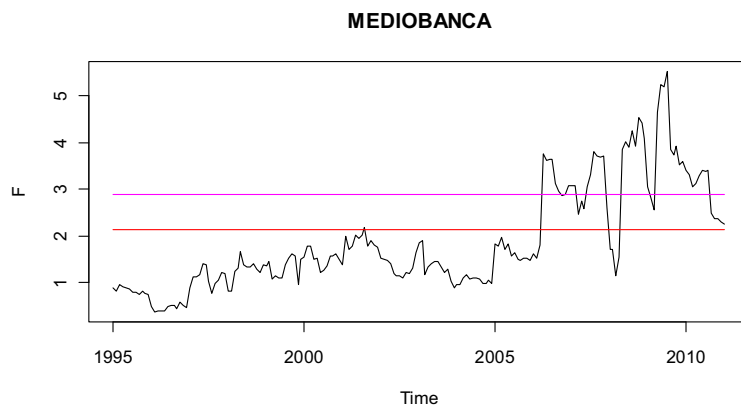


Gráfico 4.3 – Rappresentazione grafica della statistica test del test F per la verifica di significatività congiunta dei parametri aggiuntivi del Conditional CAPM rispetto al CAPM standard

TITOLO: Italcementi

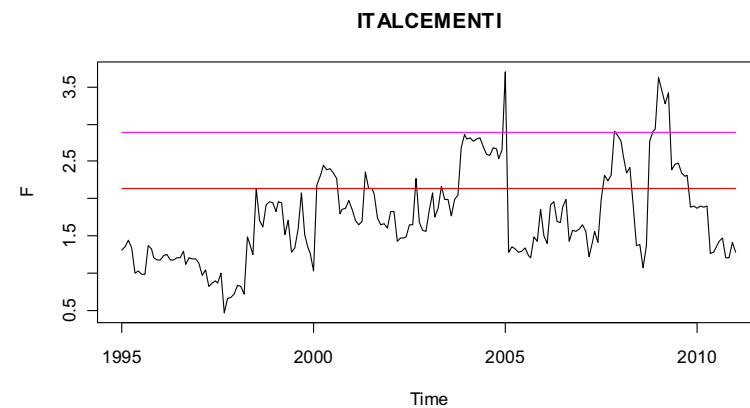


Gráfico 4.4 – Rappresentazione grafica della statistica test del test F per la verifica di significatività congiunta dei parametri aggiuntivi del Conditional CAPM rispetto al CAPM standard

Da questi grafici, si vede come i parametri aggiuntivi del Conditional CAPM risultino significativi soltanto in alcuni periodi. Inoltre per Credito bergamasco, Unipol, Exor e Fiat l'ipotesi di nullità congiunta non è mai rifiutata a un livello di significatività del 5%.

Ciò indica che nel complesso i parametri aggiuntivi spiegano poca varianza della variabile risposta e nelle successive analisi se ne dovrà tener conto.

Confronto basato sulla verifica empirica del CAPM

Rappresentazione grafica della statistica test per la verifica di significatività dell'alfa, calcolata su finestre rolling di 60 mesi.

- Per il CAPM sono rappresentati i valori assoluti della statistica del test t . La linea verde rappresenta il quantile 0.975, mentre quella blu il quantile 0.995 della distribuzione t di student con 58 gradi di libertà.
- Per il Conditional CAPM, sono rappresentati i valori assoluti della statistica del test F . La linea verde rappresenta il quantile 0.95, mentre quella blu il quantile 0.99 della distribuzione F di Fisher con 5 gradi di libertà al numeratore e 50 al denominatore.

TITOLO: Saipem

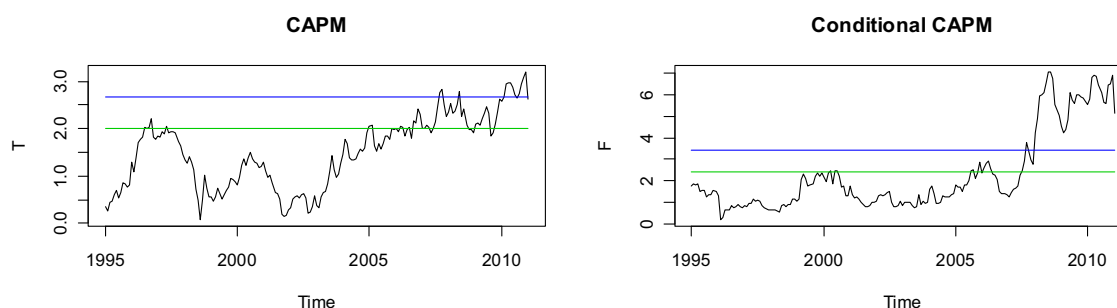


Grafico 4.5 – Rappresentazione grafica della statistica test per la verifica empirica del CAPM e del Conditional CAPM

TITOLO: Fiat

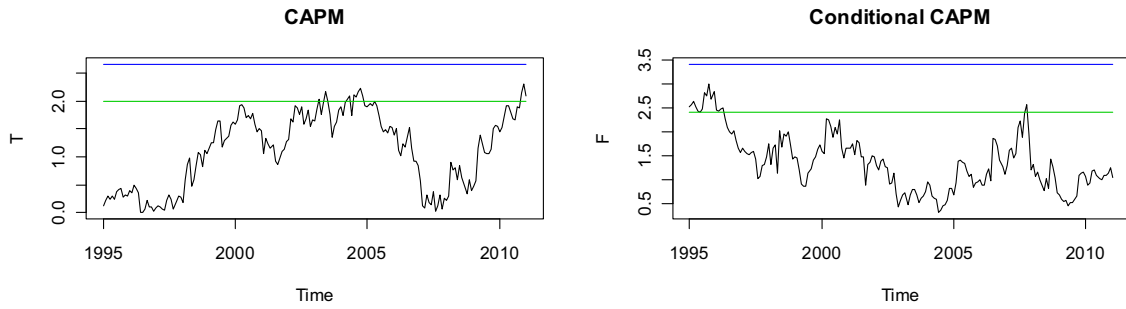


Grafico 4.6 – Rappresentazione grafica della statistica test per la verifica empirica del CAPM e del Conditional CAPM

TITOLO: Mediobanca

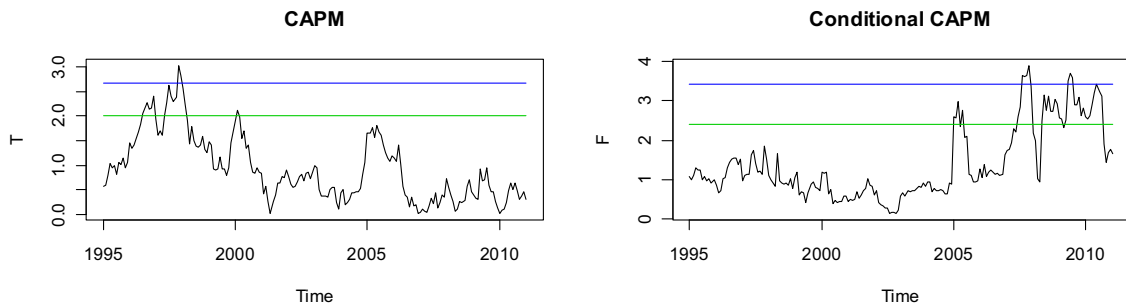


Grafico 4.7 – Rappresentazione grafica della statistica test per la verifica empirica del CAPM e del Conditional CAPM

TITOLO: Italcementi

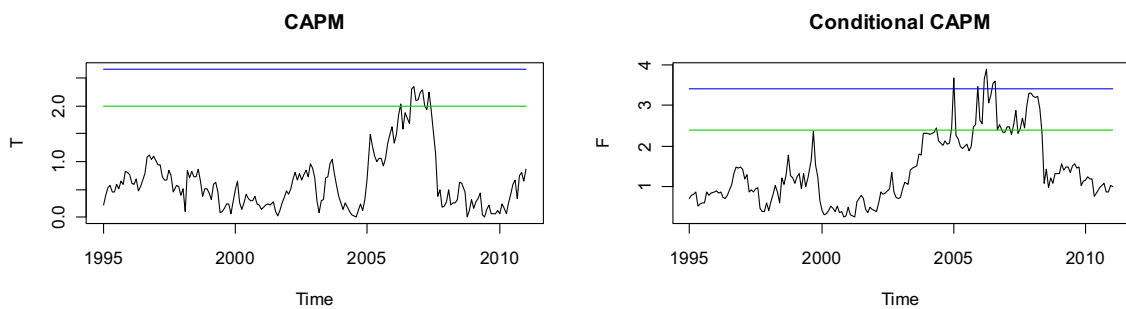


Grafico 4.8 – Rappresentazione grafica della statistica test per la verifica empirica del CAPM e del Conditional CAPM

Si osserva che complessivamente la verifica empirica sul modello del Conditional CAPM sembra peggiore rispetto a quella del CAPM standard. In

ogni caso, i risultati non sono totalmente concordanti e la situazione varia da titolo a titolo.

Questo risultato non può essere visto in modo negativo contro il modello del Conditional CAPM. Infatti, indica che le variabili aggiuntive influenzano l'alfa di Jensen e quindi spiegano eventuali remunerazioni extra non previste dal CAPM classico. Va comunque tenuto conto che ciò si verifica soltanto in alcuni periodi temporali e per determinati titoli.

Confronto basato sulla stabilità dei parametri

Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow, calcolata per i due modelli stimati sull'intera serie storica a disposizione.

- Per il CAPM, la linea rossa rappresenta il quantile 0.95 e quella viola il quantile 0.99 della distribuzione F di Fisher con 2 gradi di libertà al numeratore e 248 al denominatore.
- Per il Conditional CAPM, la linea rossa rappresenta il quantile 0.95 e quella viola il quantile 0.99 della distribuzione F di Fisher con 10 gradi di libertà al numeratore e 232 al denominatore.

TITOLO: Saipem

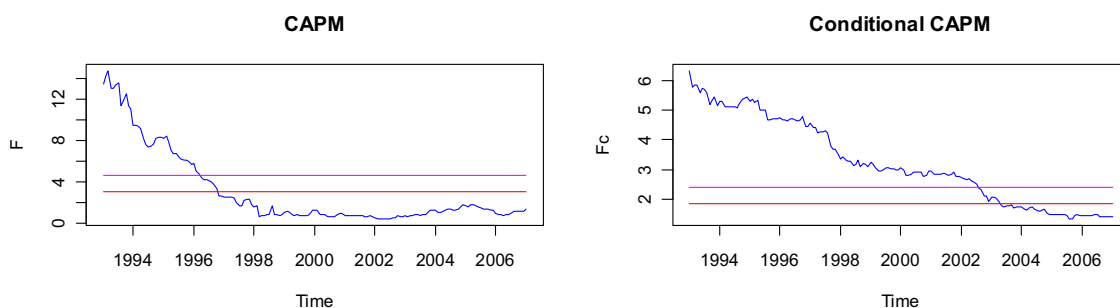


Grafico 4.9 – Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow per il CAPM standard e per il Conditional CAPM

TITOLO: Fiat

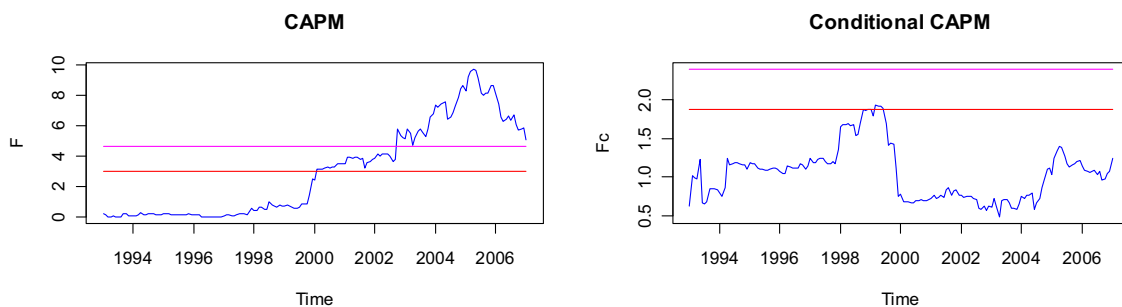


Grafico 4.10 – Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow per il CAPM standard e per il Conditional CAPM

TITOLO: Mediobanca

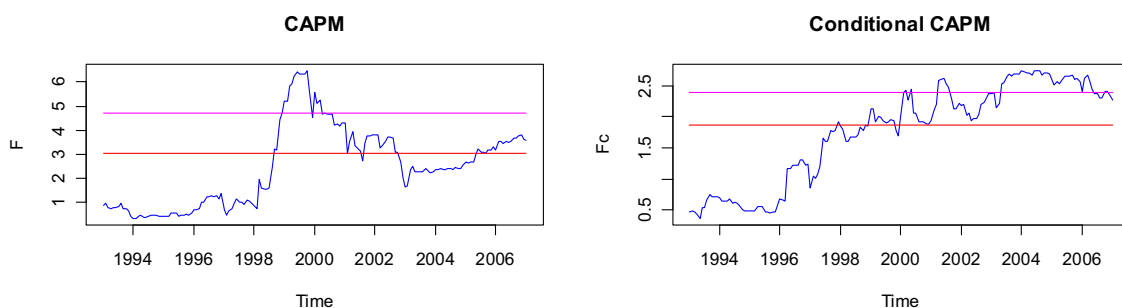


Grafico 4.11 – Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow per il CAPM standard e per il Conditional CAPM

TITOLO: Italcementi

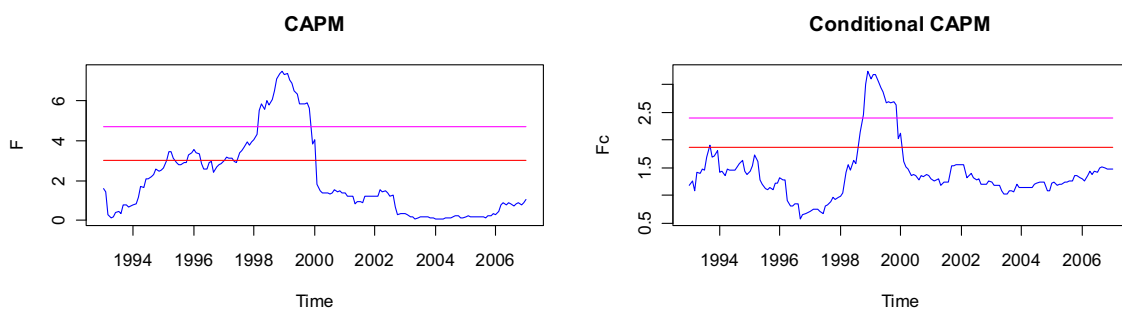


Grafico 4.12 – Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow per il CAPM standard e per il Conditional CAPM

Anche in questo caso i risultati sono discordanti tra i vari titoli.

Per il titolo Fiat si ha un evidente miglioramento del modello in termini di stabilità strutturale, con la scomparsa del break del 2005.

Tra gli altri titoli, migliora la situazione per Generali, Finmeccanica, Credito Bergamasco e Banca Popolare di Milano; peggiorano invece Unicredit, Pirelli, Exor, Buzzi Unicem e CIR. Infine, per i titoli non citati la situazione resta invariata.

4.2 Considerazioni finali

Riassumendo, si può dire che l'applicazione del Conditional CAPM offre informazioni aggiuntive rispetto al CAPM standard soltanto in alcuni periodi temporali.

I risultati ottenuti sono legati in particolar modo alla scelta delle variabili che è determinante nella costruzione del modello. Questa può essere considerata una delle maggiori problematiche del Conditional CAPM e anche dell'APT. Infatti, oltre alla difficoltà di scegliere quali siano le variabili maggiormente rilevanti per ogni singolo titolo, si possono manifestare problematiche legate alla reperibilità di queste.

Sempre in riferimento alla scelta delle variabili, va tenuto conto che variazioni nel tempo dei parametri del CAPM standard potrebbero dipendere da fattori interni alla singola impresa e quindi non quantificabili attraverso variabili macroeconomiche.

In conclusione, si osserva come il CAPM classico, nonostante presenti vincoli troppo stringenti, rimanga il principale modello di riferimento, grazie alla facile applicazione empirica e interpretazione dei parametri.

Riferimenti bibliografici

A. Azzalini, 2000, "Inferenza Statistica. Una presentazione basata sul concetto di verosimiglianza." Springer.

E. J. Elton, M. J. Gruber, S. J. Brown, W. N. Goetzmann, 2007, "Teorie di portafoglio e analisi degli investimenti." Apogeo.

Wayne E. Ferson e Rudi W. Schadt "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions" The Journal of Finance, Vol. 51, No. 2. (Jun., 1996), pp. 425-461.

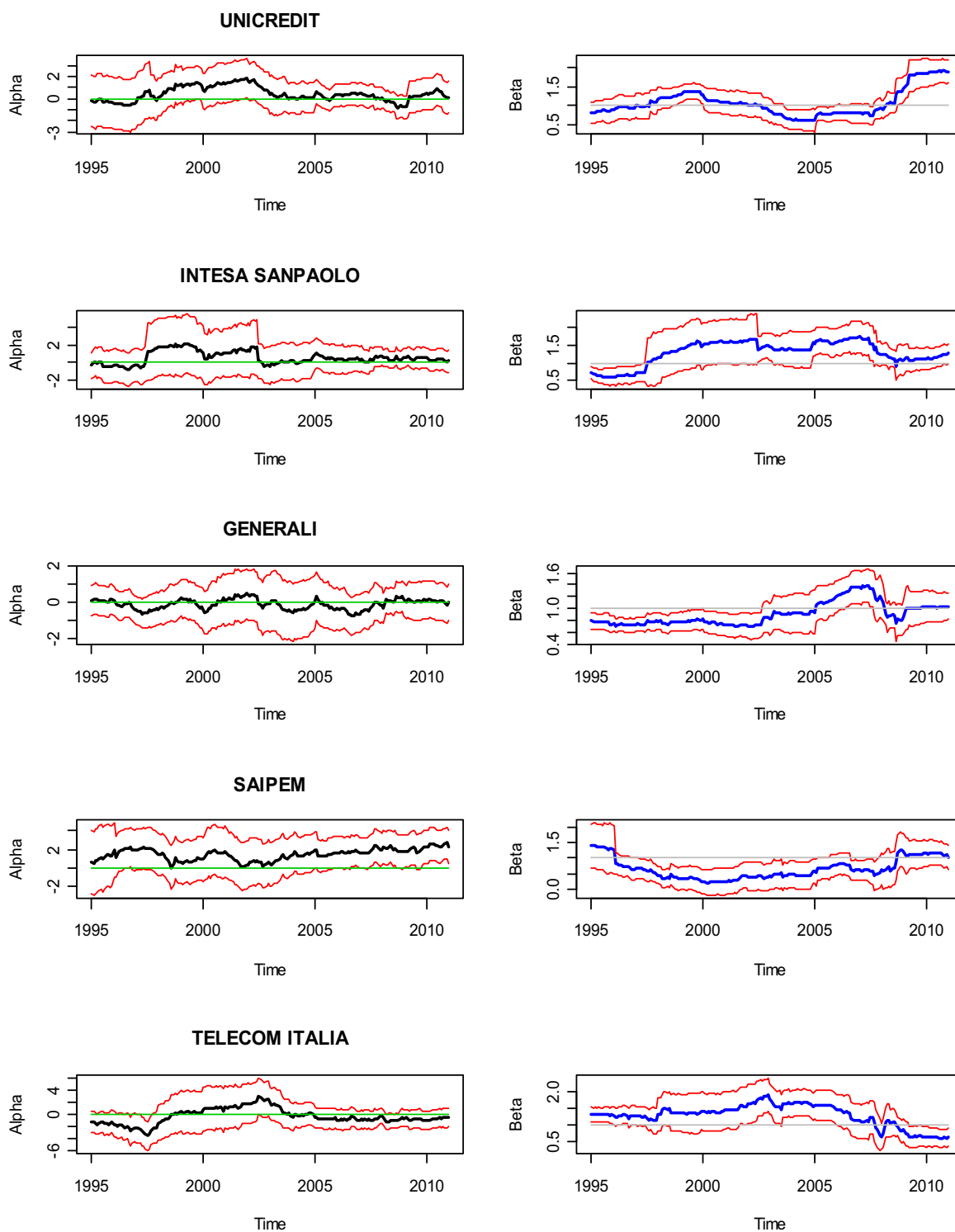
Sergio Pastorello, 2001, "Rischio e Rendimento. Teoria finanziaria e applicazioni econometriche." Il Mulino, Bologna.

M. Verbeek, 2005, "Econometria." Zanichelli.

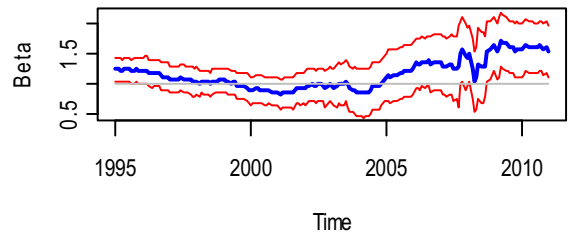
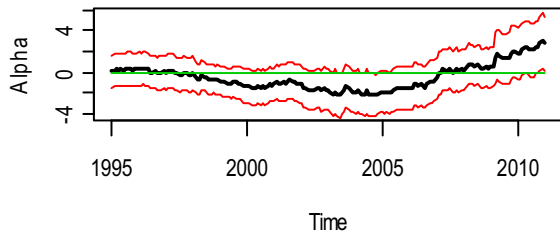
Appendice

A.1 Grafici aggiuntivi

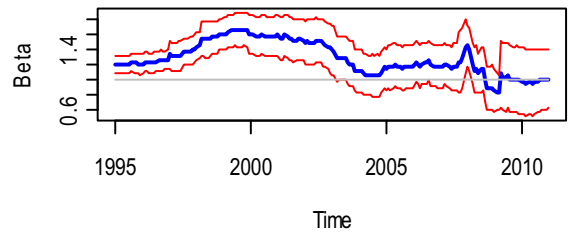
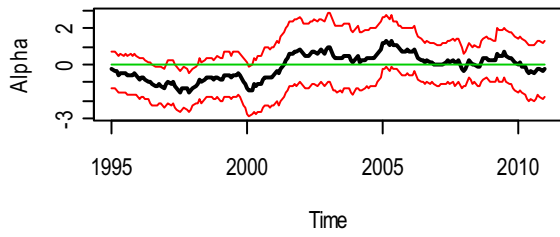
Rappresentazione grafica di alfa e beta stimati su finestre rolling di 60 mesi per tutti i titoli.



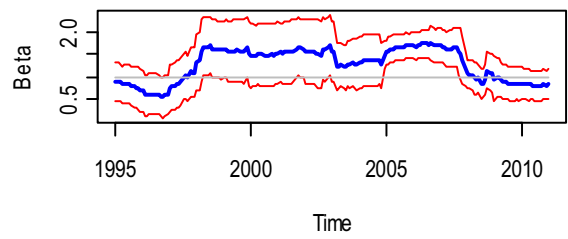
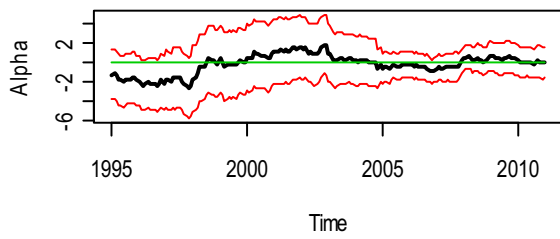
FIAT



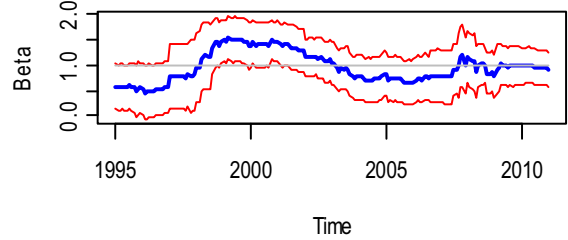
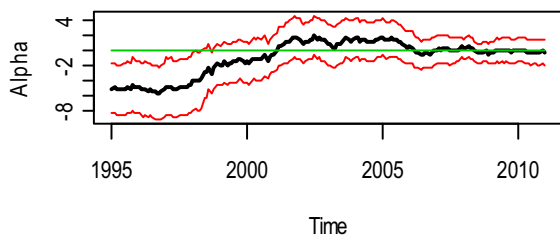
MEDIOBANCA



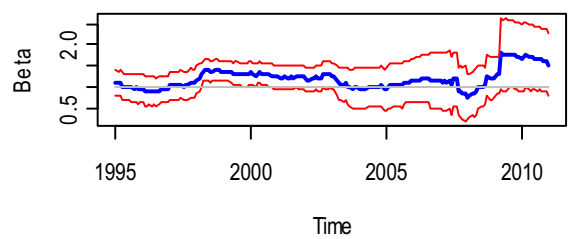
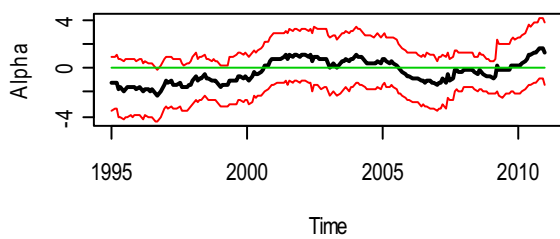
FINMECCANICA



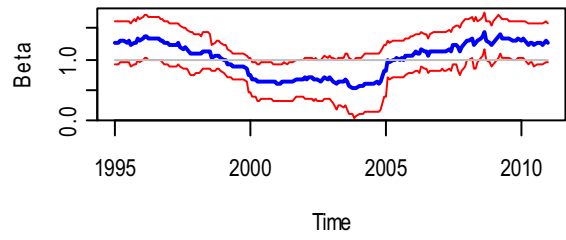
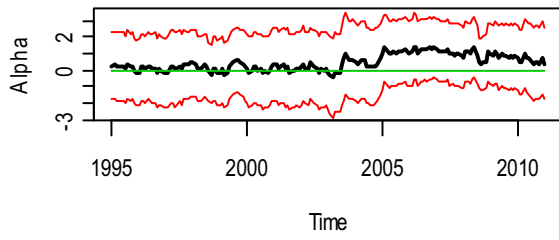
EDISON



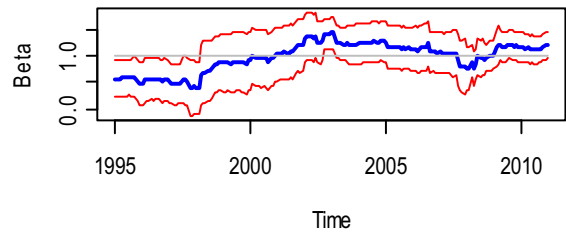
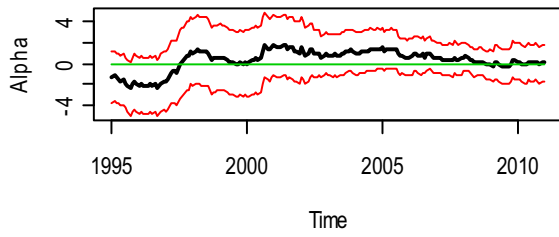
PIRELLI



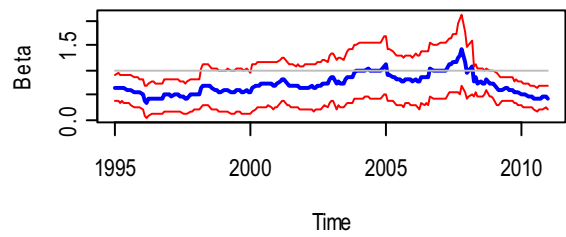
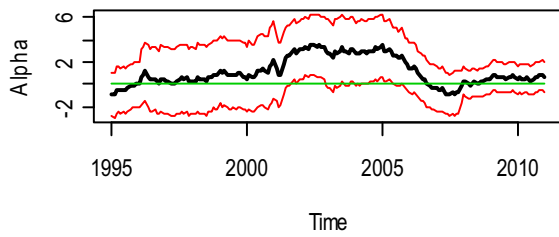
BUZZI UNICEM



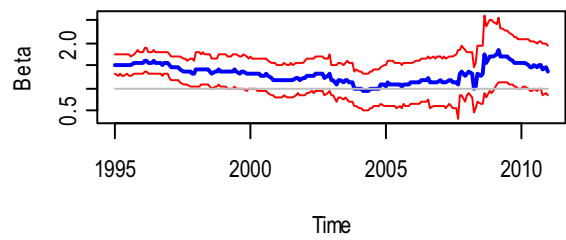
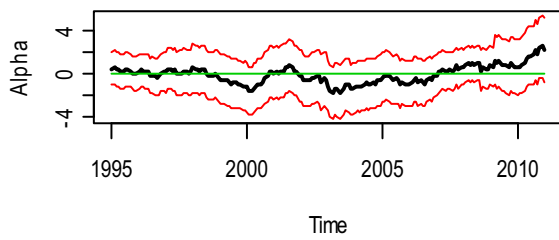
CREDITO EMILIANO



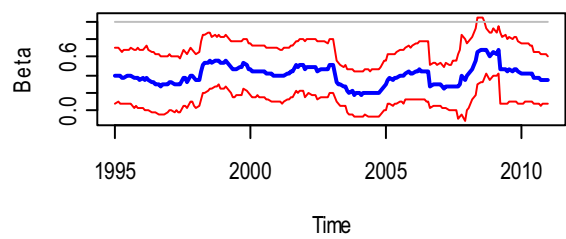
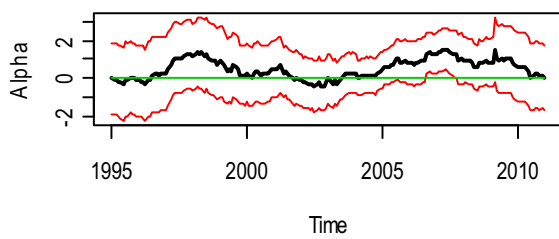
RECORDATI



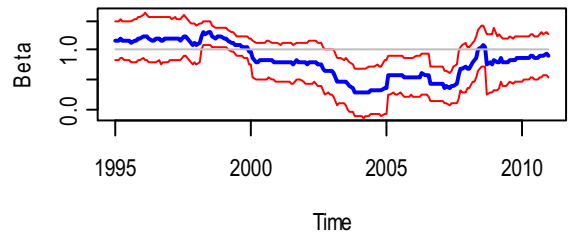
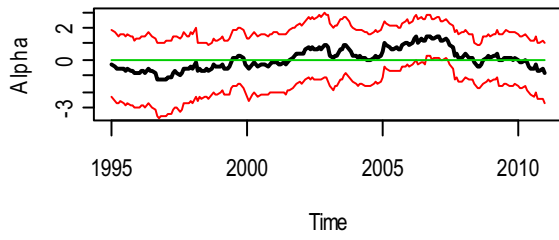
EXOR PRV



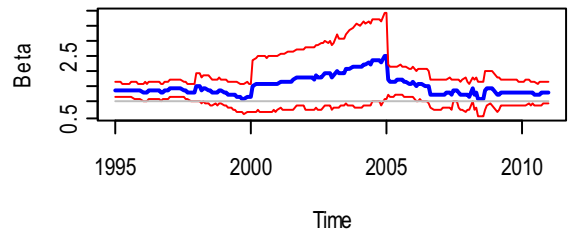
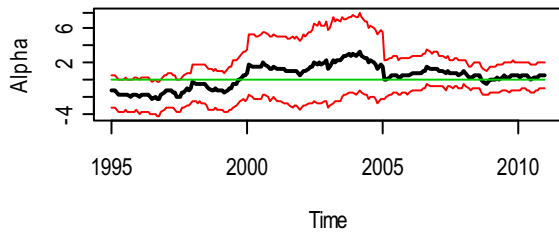
CREDITO BERGAMASCO



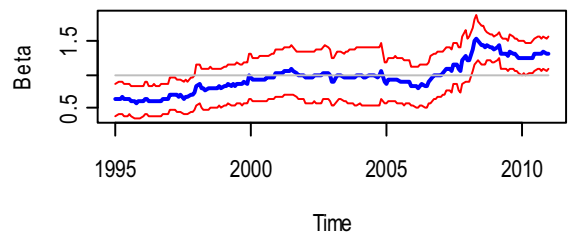
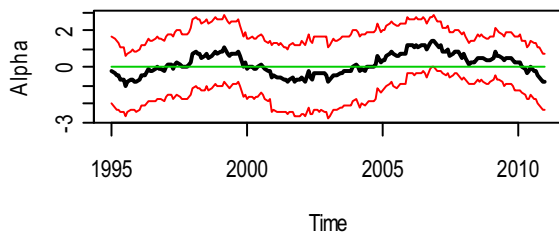
ITALCEMENTI



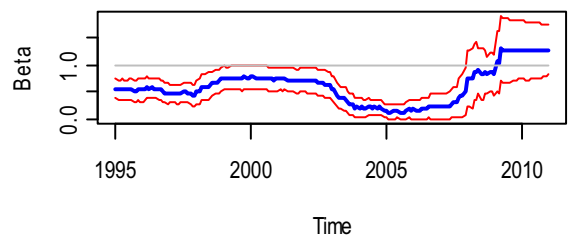
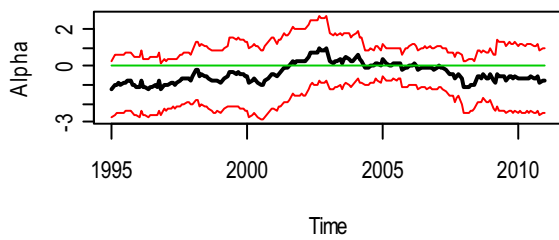
CIR



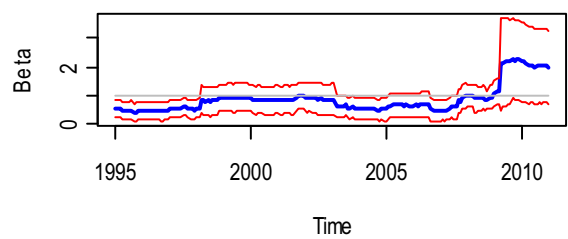
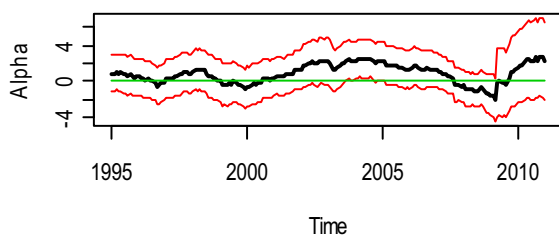
BANCA POPOLARE DI MILANO



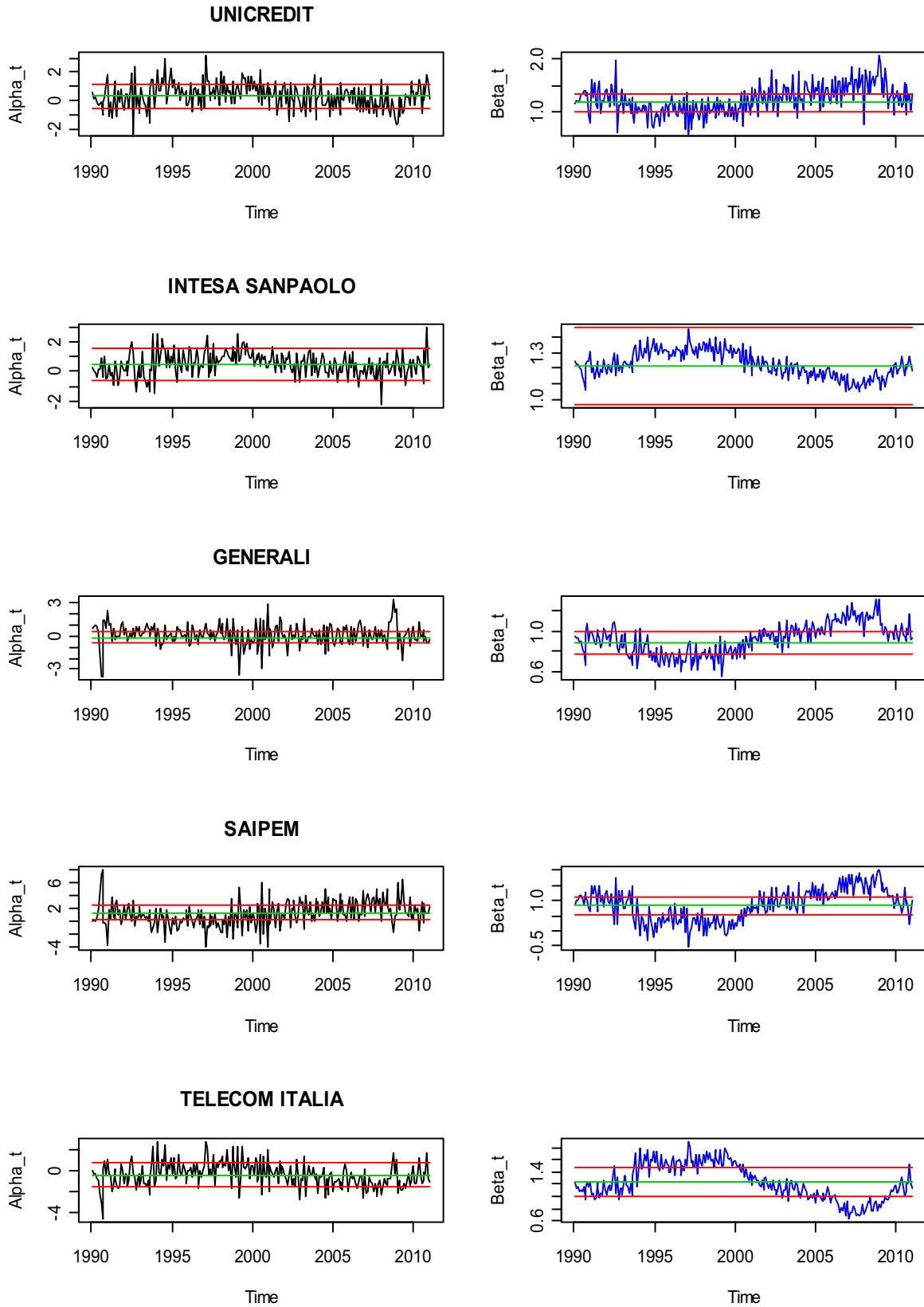
UNIPOL



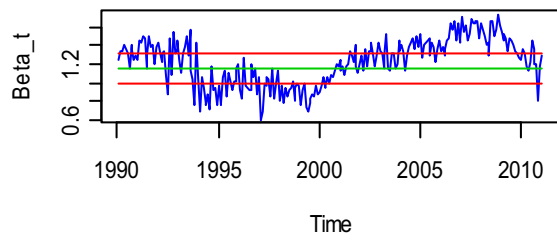
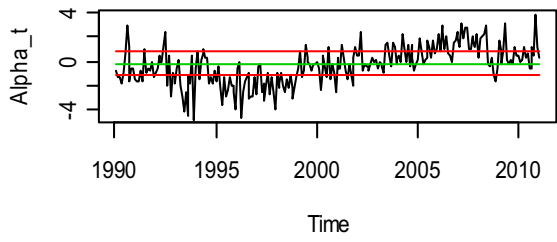
INESIT COMPANY



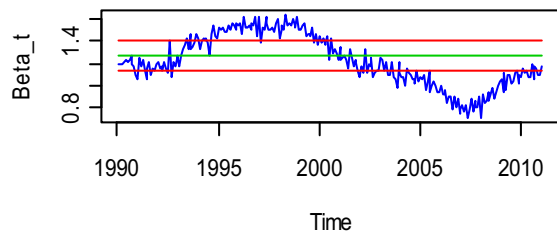
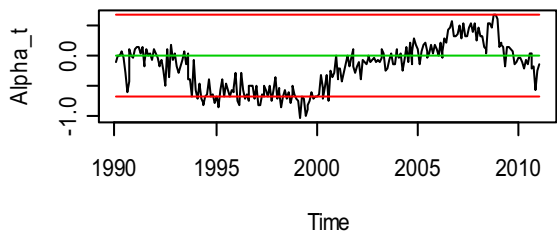
Rappresentazione grafica di α_t e β_t del modello del Conditional CAPM per tutti i titoli



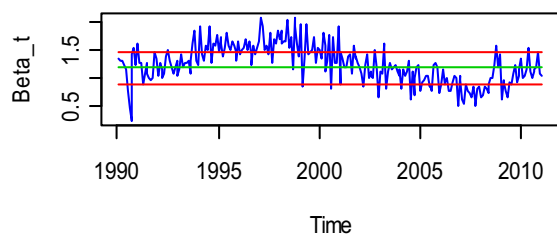
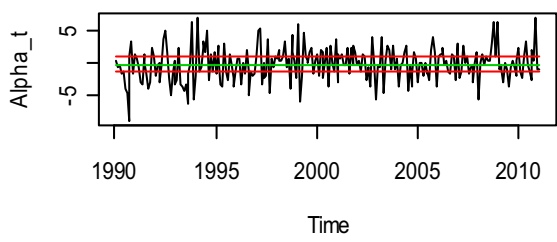
FIAT



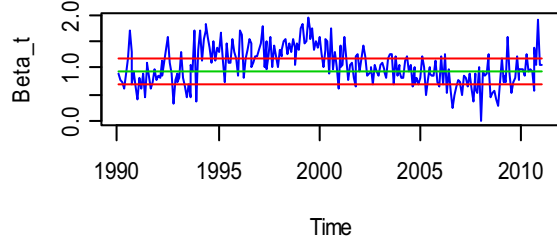
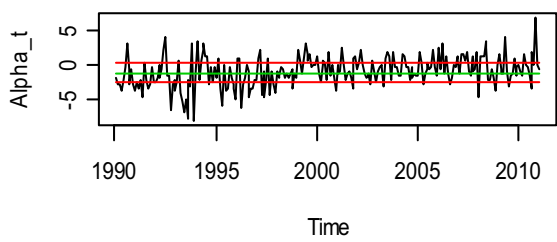
MEDIOBANCA



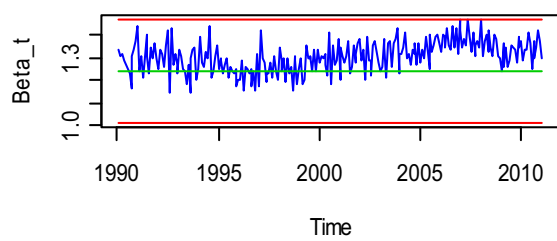
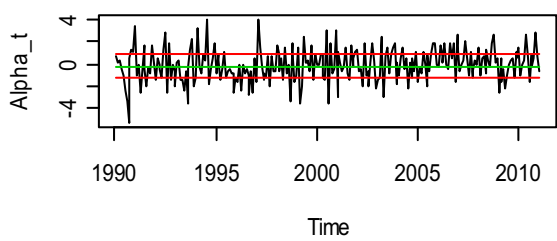
FINMECCANICA



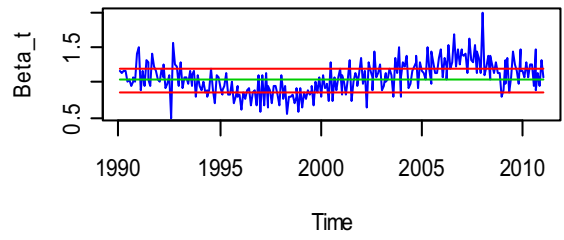
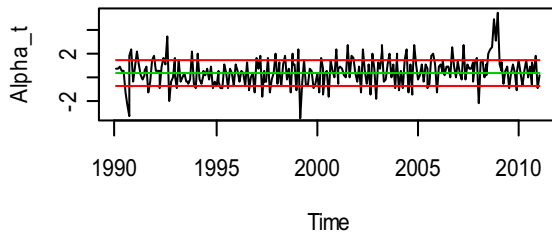
EDISON



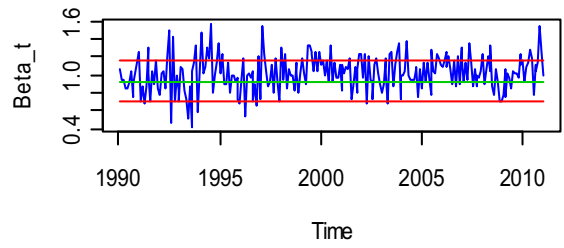
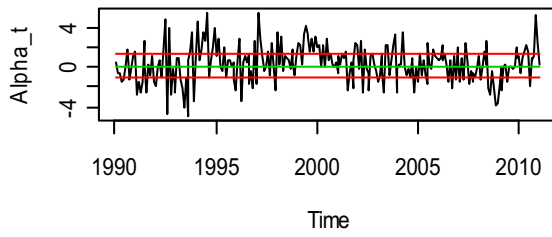
PIRELLI



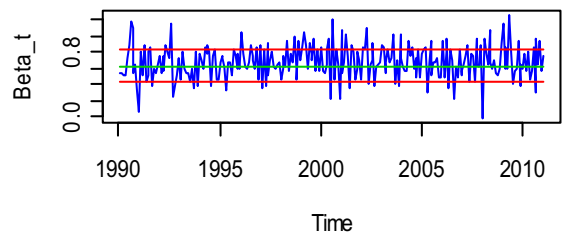
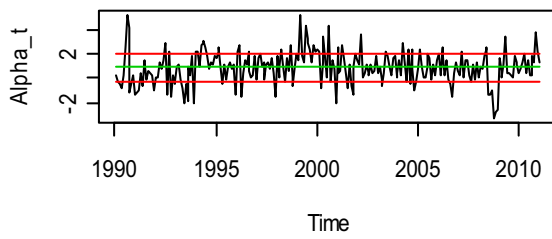
BUZZI UNICEM



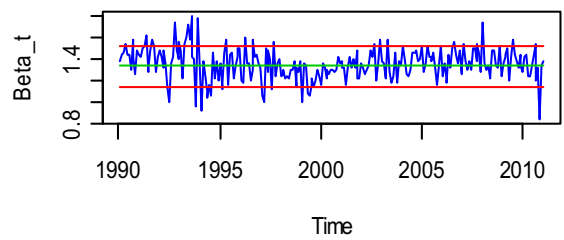
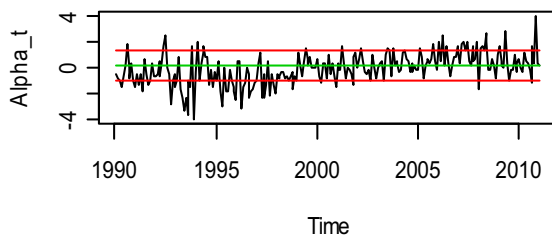
CREDITO EMILIANO



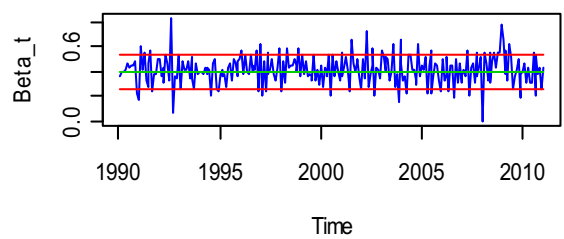
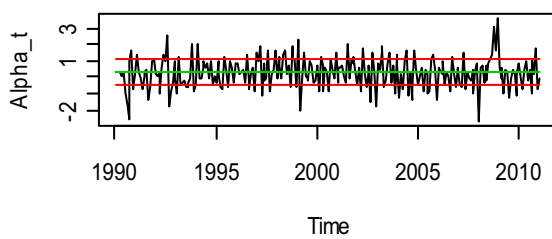
RECORDATI



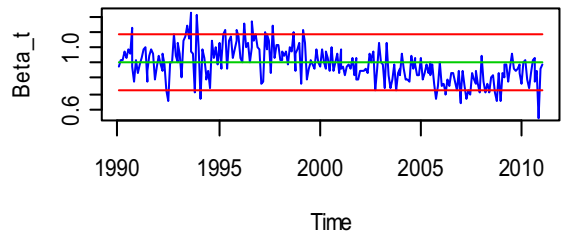
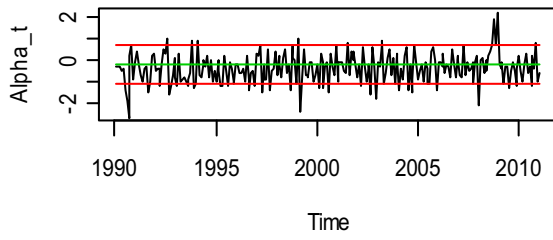
EXOR PRV



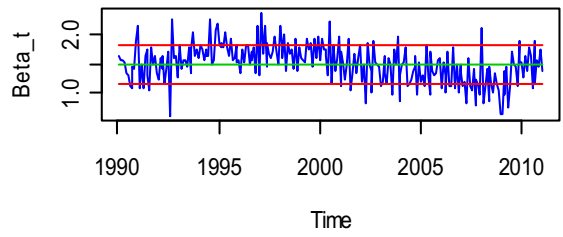
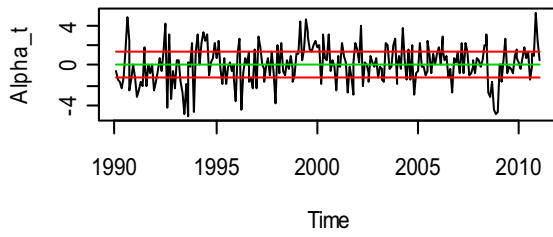
CREDITO BERGAMASCO



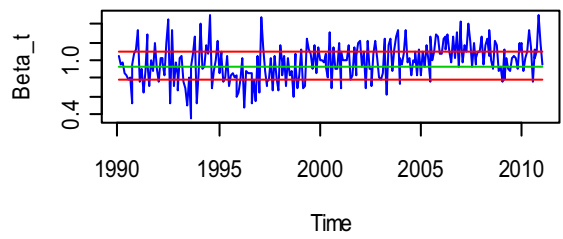
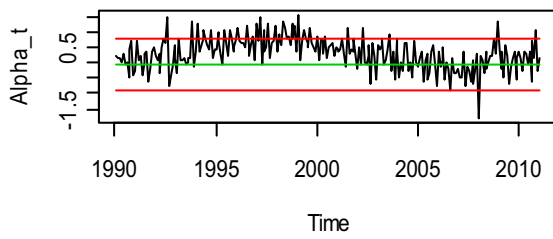
ITALCEMENTI



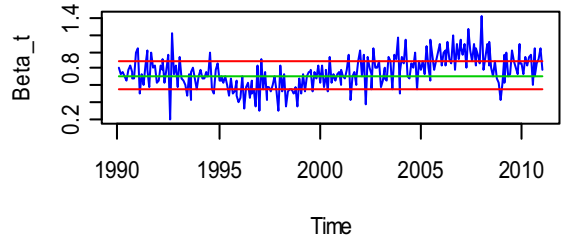
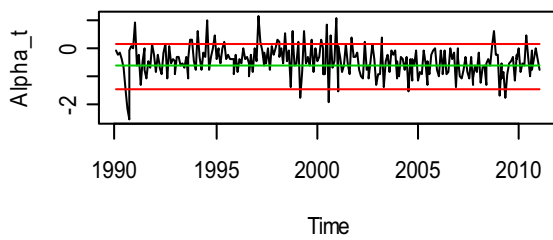
CIR



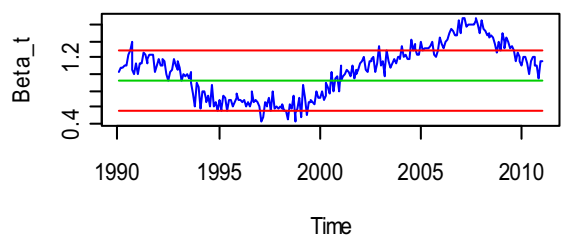
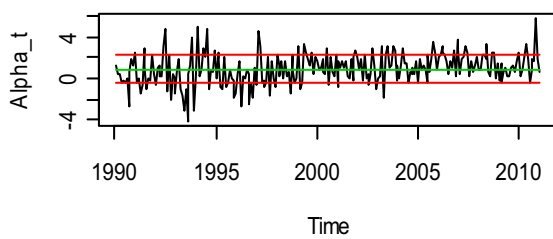
BANCA POPOLARE DI MILANO



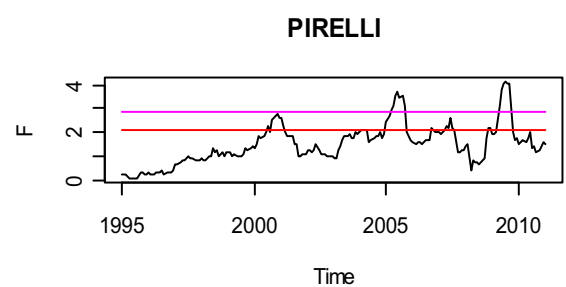
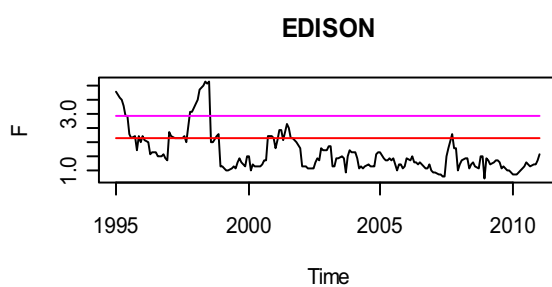
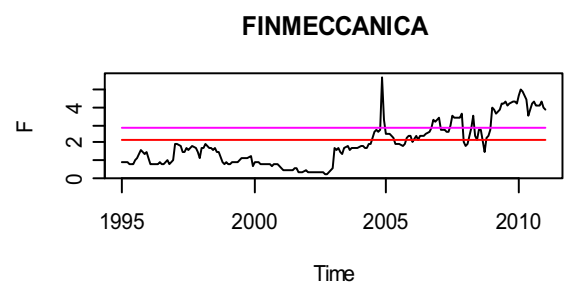
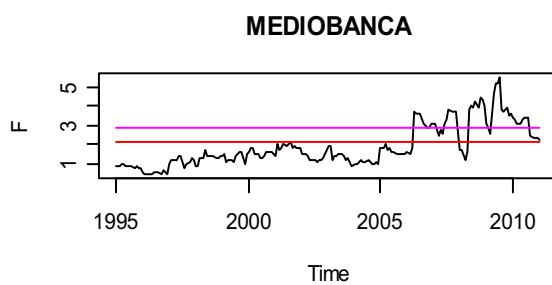
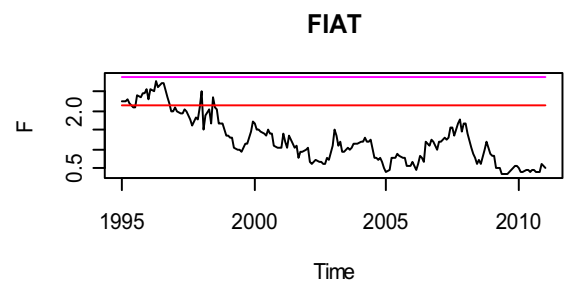
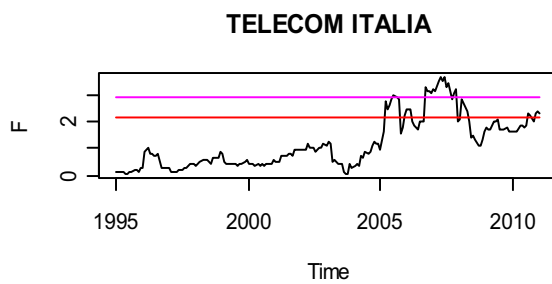
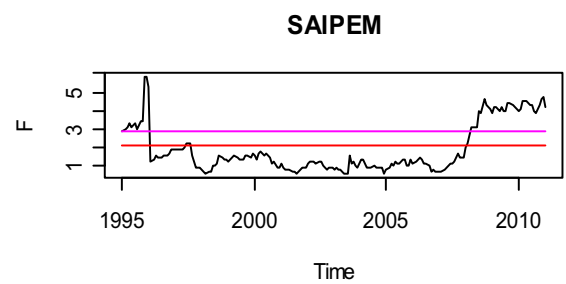
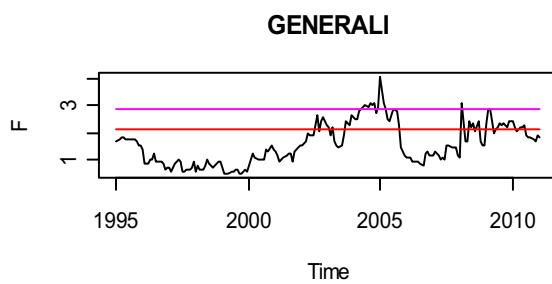
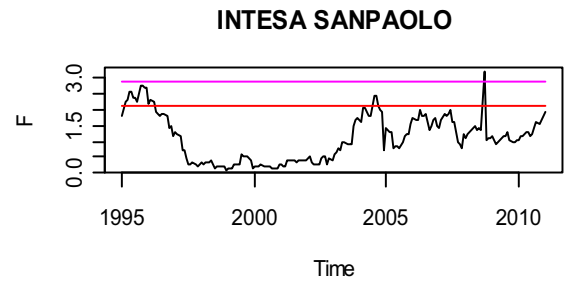
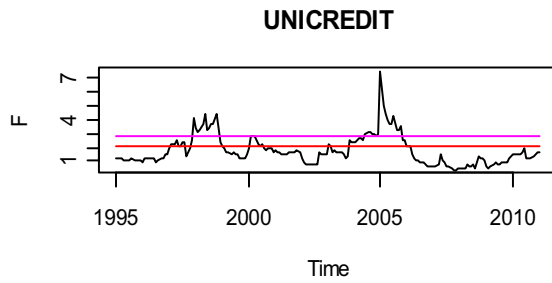
UNIPOL



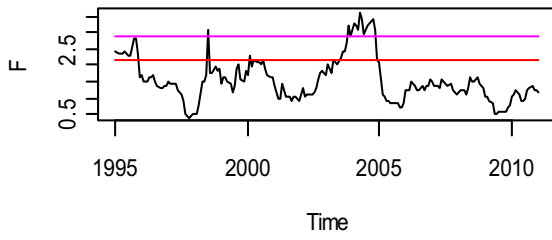
INESIT COMPANY



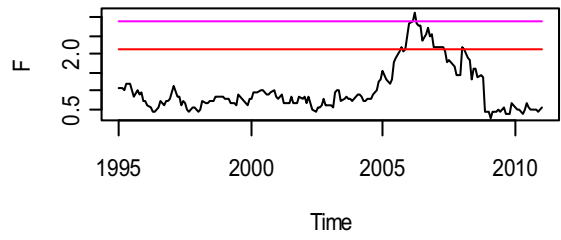
Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow per il CAPM standard



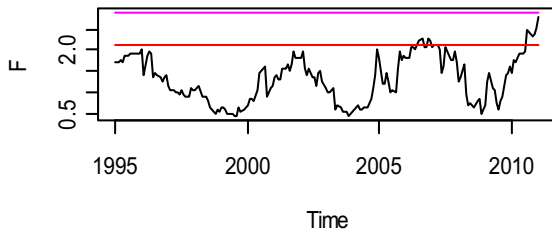
BUZZI UNICEM



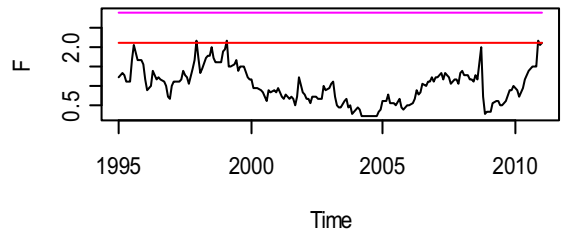
CREDITO EMILIANO



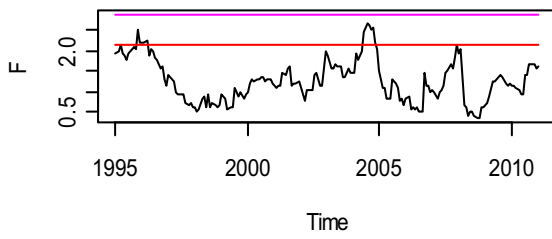
RECORDATI



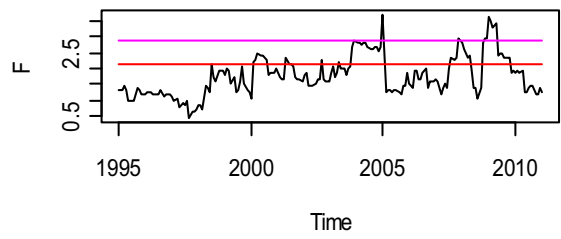
EXOR PRV



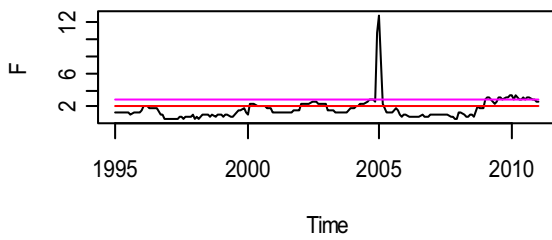
CREDITO BERGAMASCO



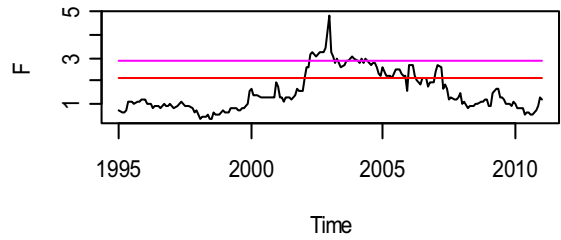
ITALCEMENTI



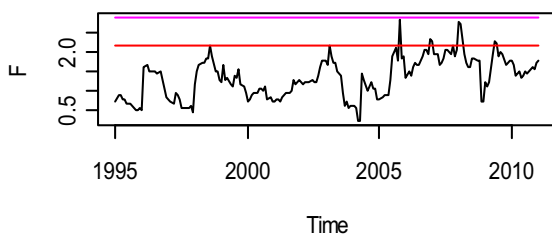
CIR



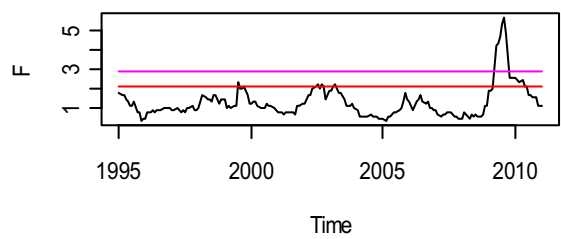
BANCA POPOLARE DI MILANO



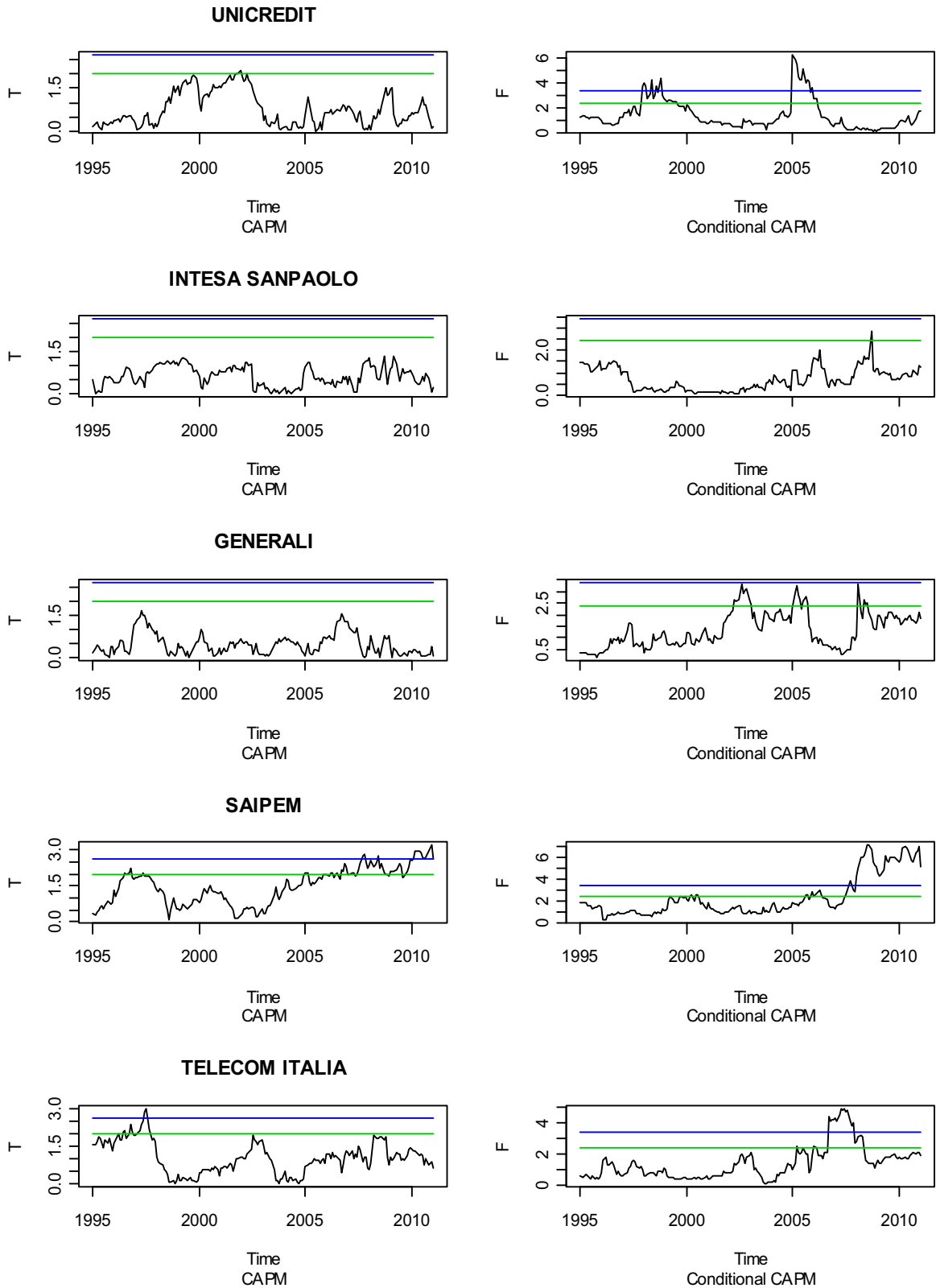
UNIPOL



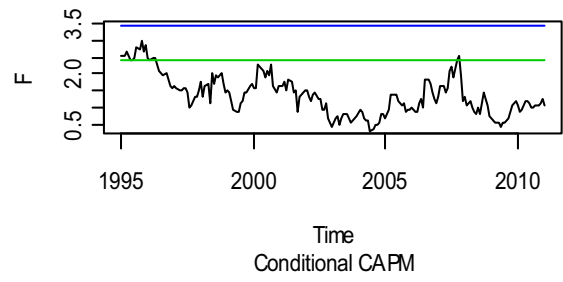
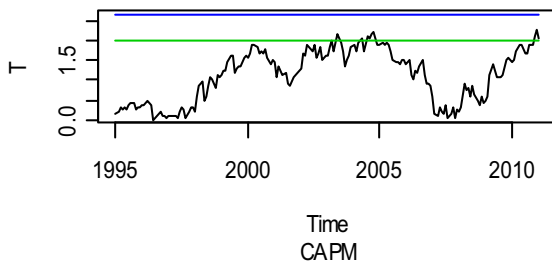
INESIT COMPANY



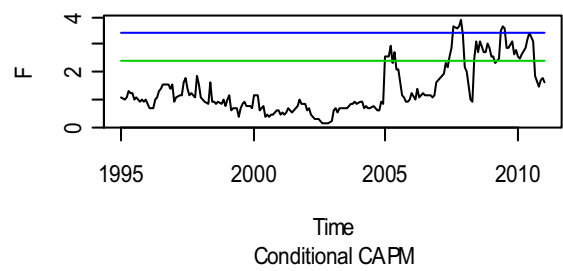
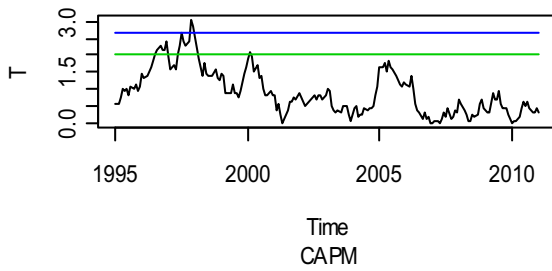
Rappresentazione grafica della statistica test stimata su finestre rolling di 60 mesi per la verifica di nullità dell'alfa di Jensen per il CAPM e per il Conditional CAPM



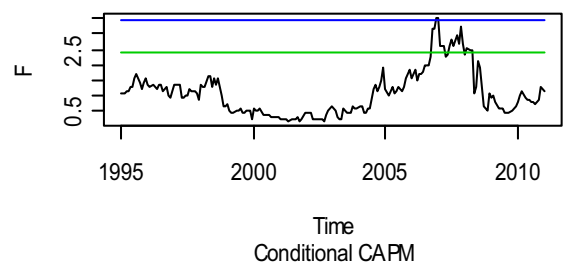
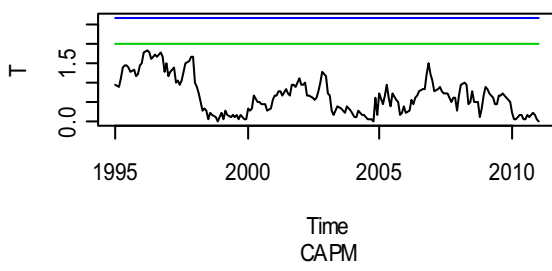
FIAT



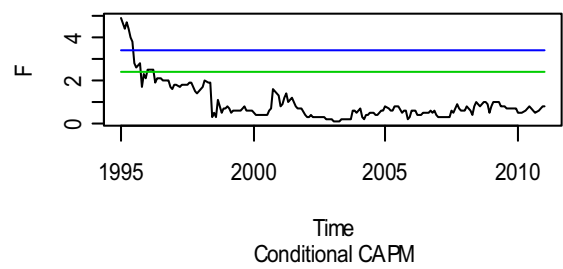
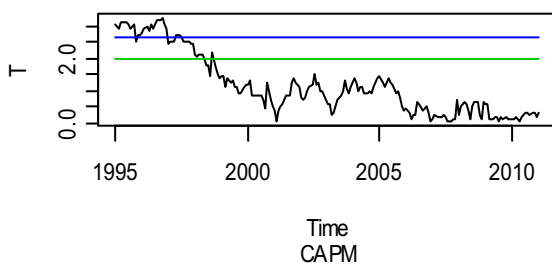
MEDIOBANCA



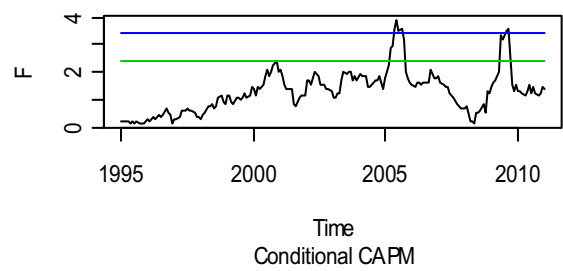
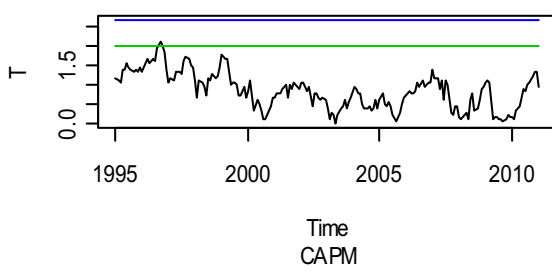
FINMECCANICA



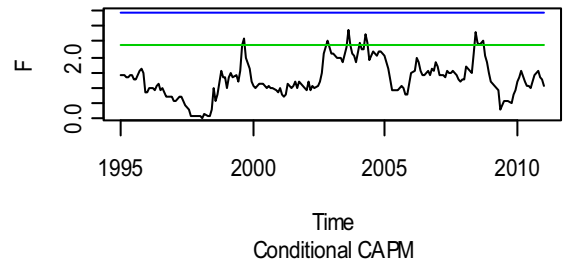
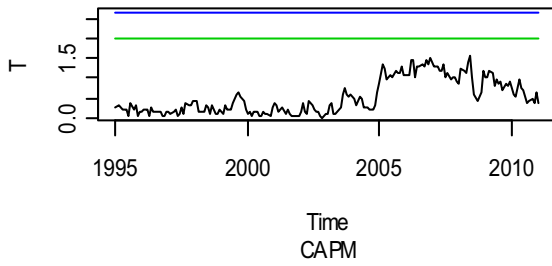
EDISON



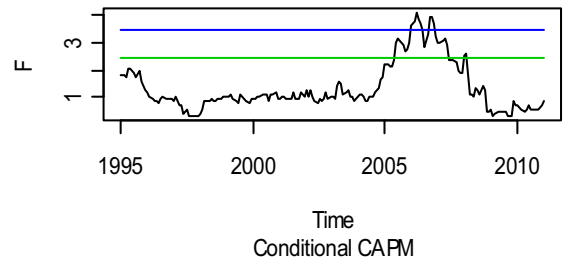
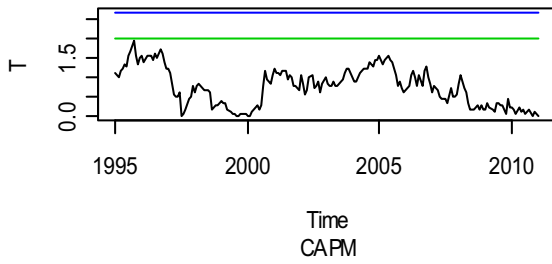
PIRELLI



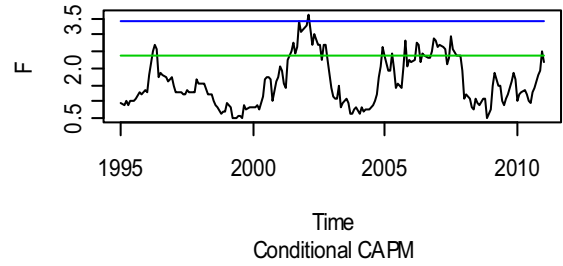
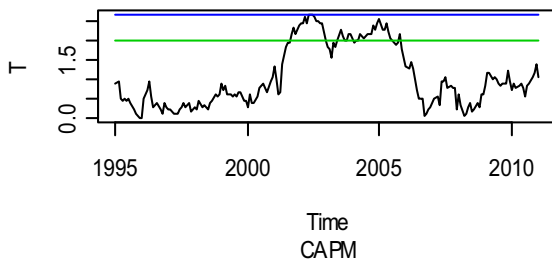
BUZZI UNICEM



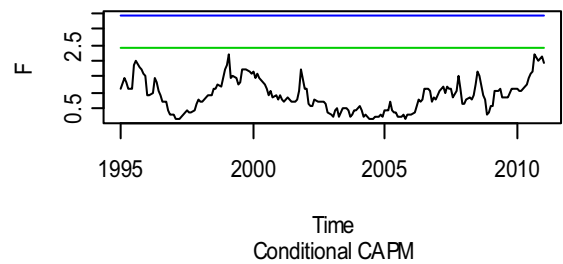
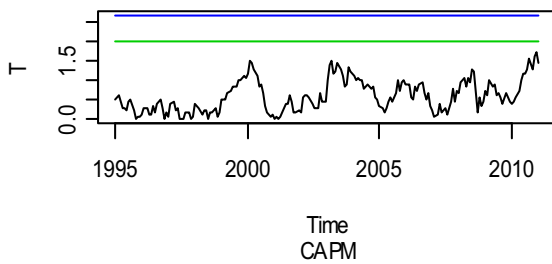
CREDITO EMILIANO



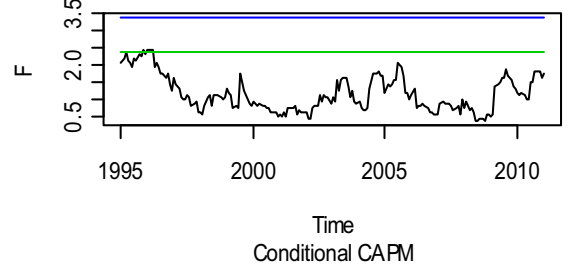
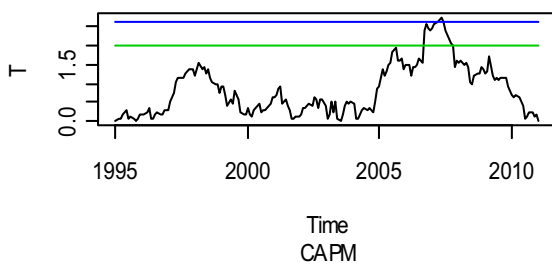
RECORDATI



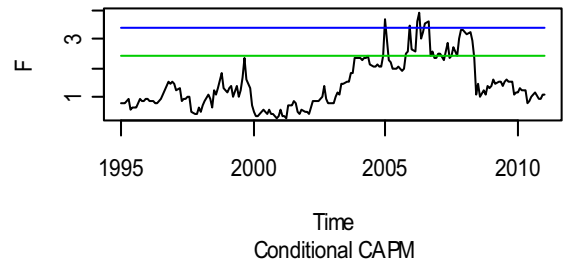
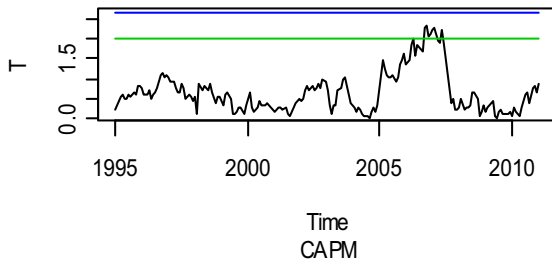
EXOR PRV



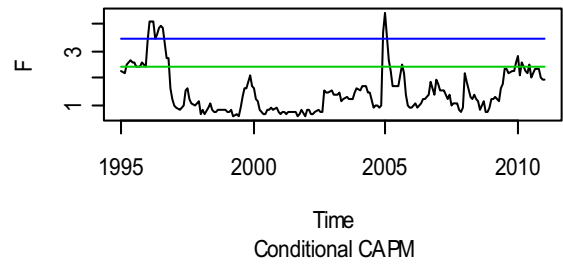
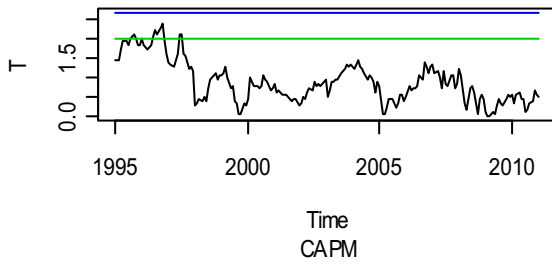
CREDITO BERGAMASCO



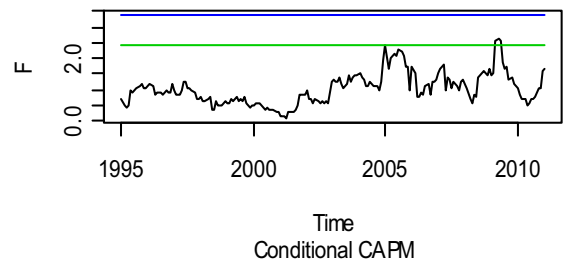
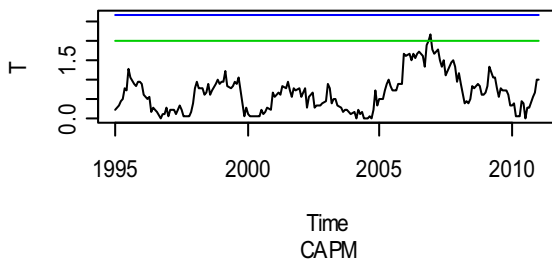
ITALCEMENTI



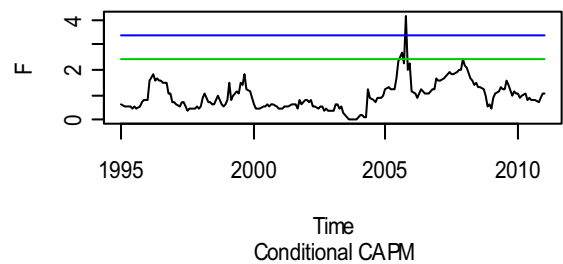
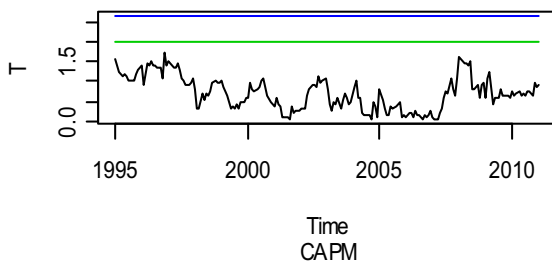
CIR



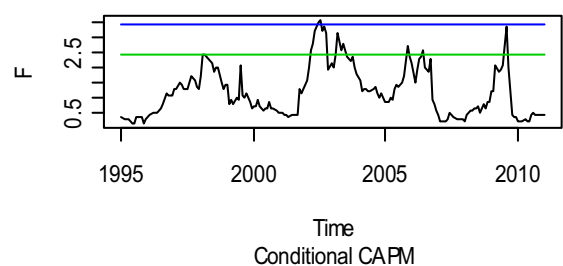
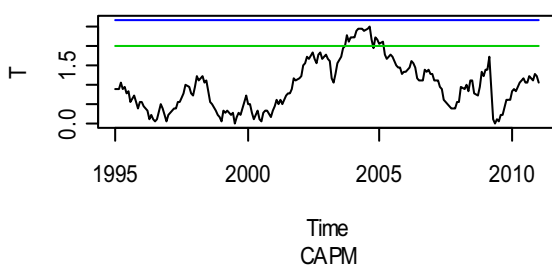
BANCA POPOLARE DI MILANO



UNIPOL

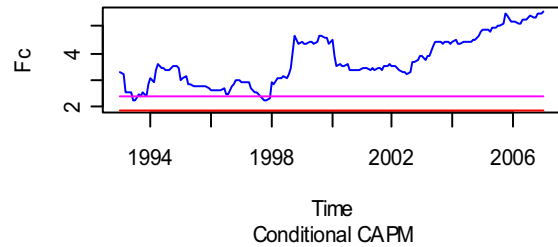
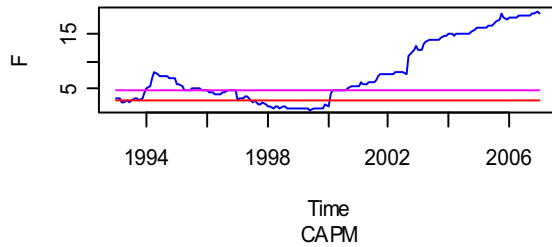


INESIT COMPANY

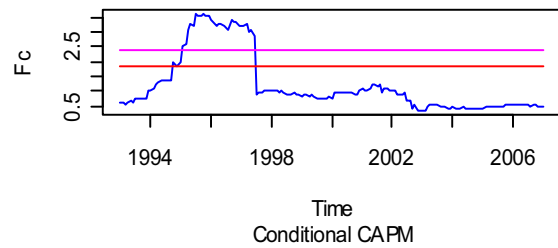
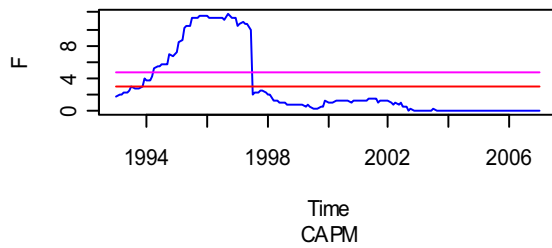


Rappresentazione grafica della statistica test del test di Chow sul modello del CAPM standard e del Conditional CAPM

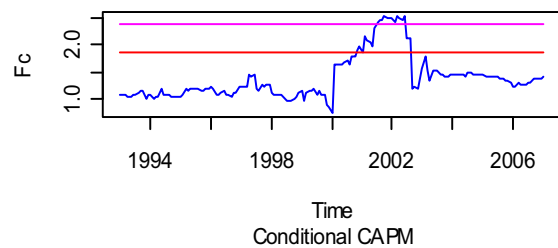
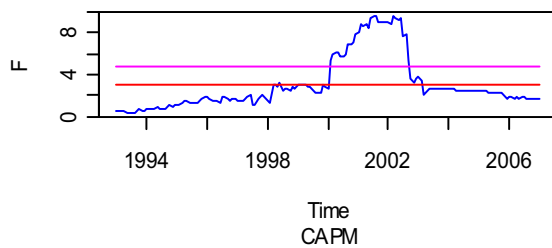
UNICREDIT



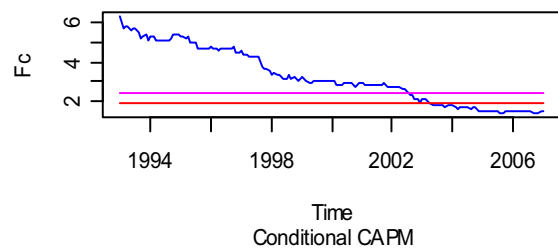
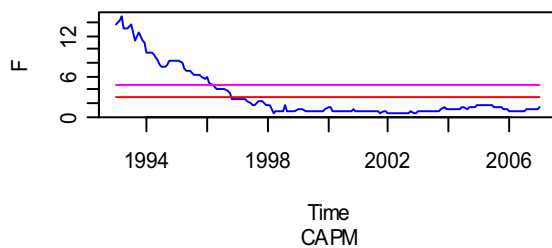
INTESA SANPAOLO



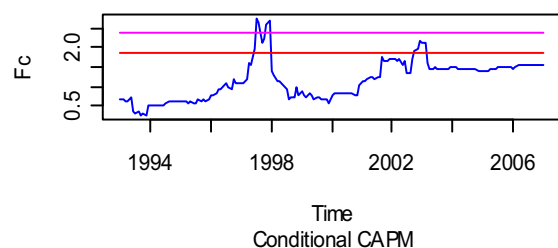
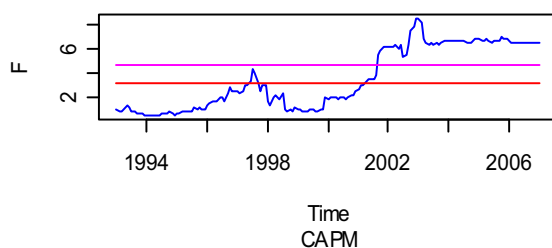
GENERALI



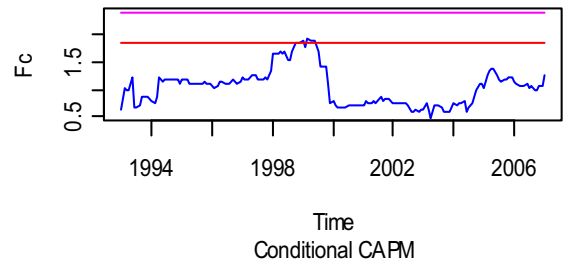
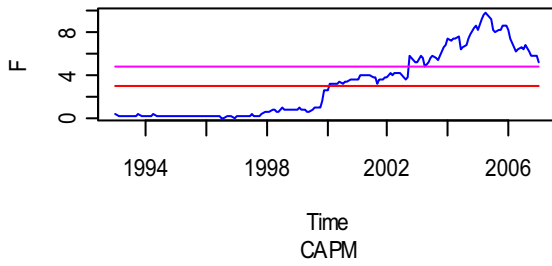
SAIPEM



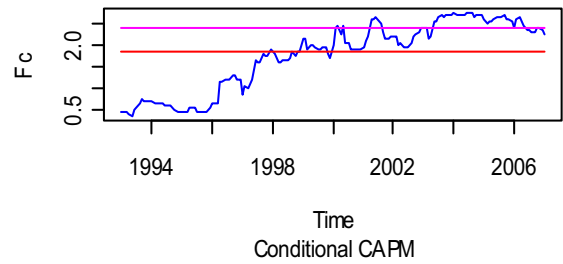
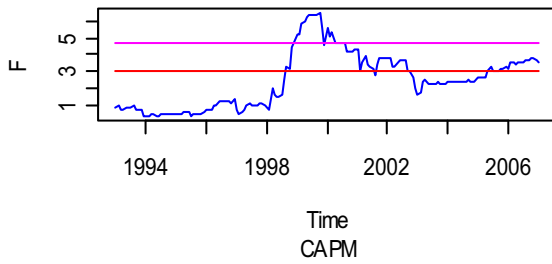
TELECOM ITALIA



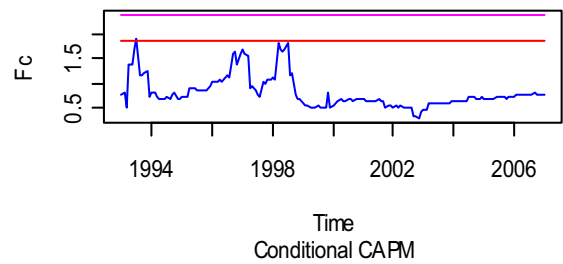
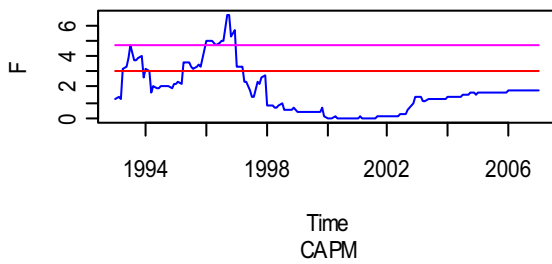
FIAT



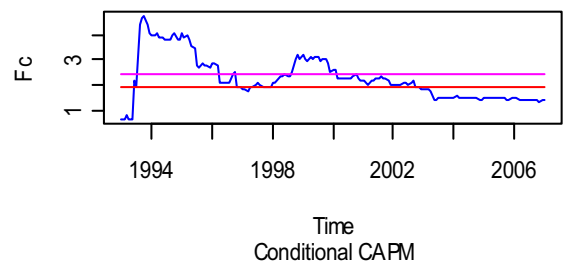
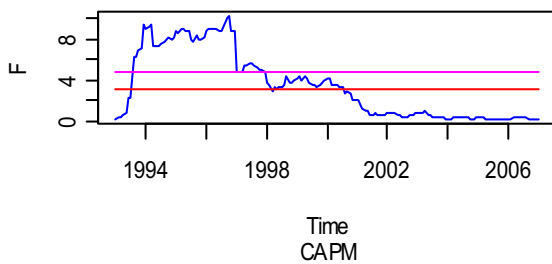
MEDIOBANCA



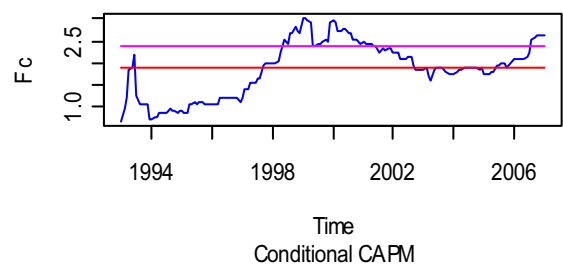
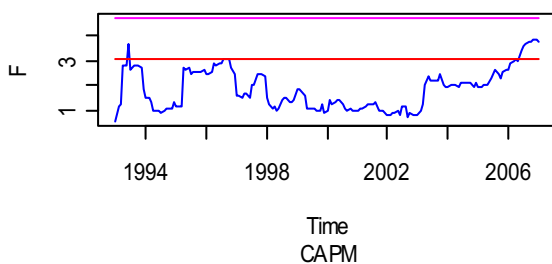
FINMECCANICA



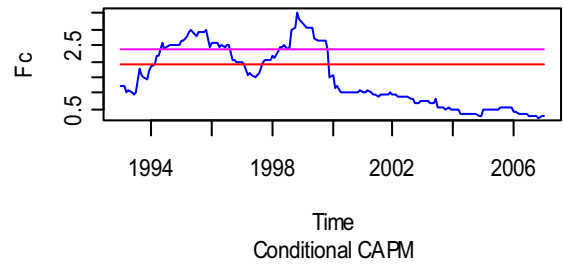
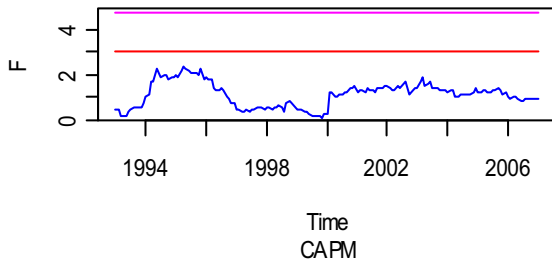
EDISON



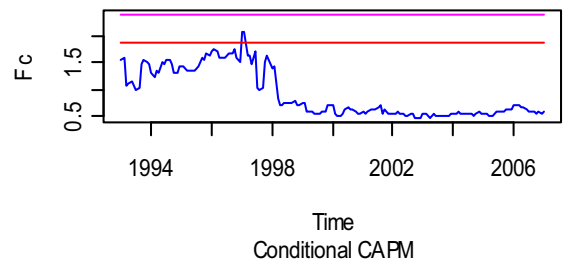
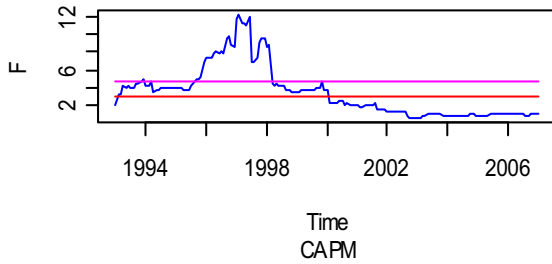
PIRELLI



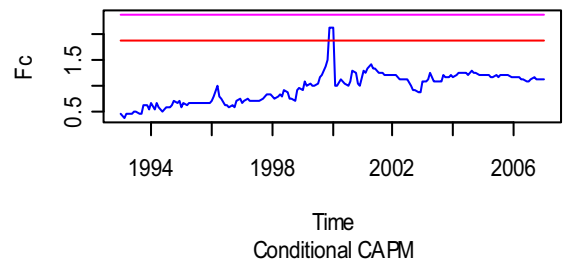
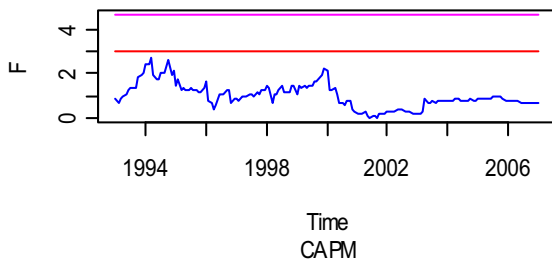
BUZZI UNICEM



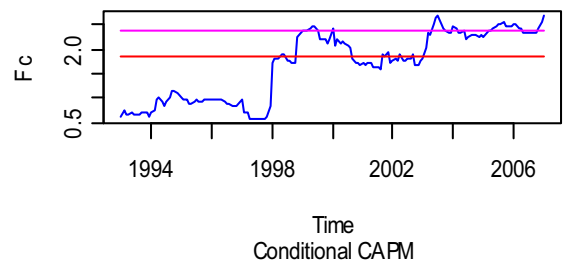
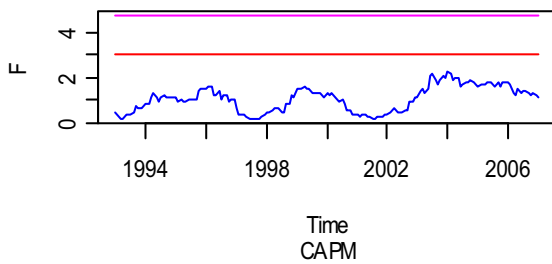
CREDITO EMILIANO



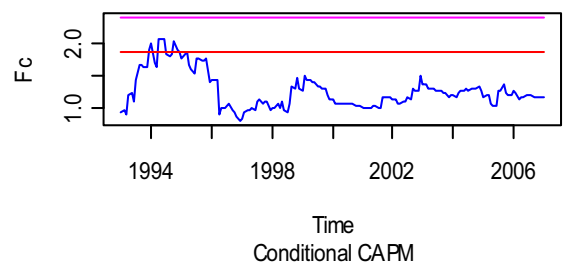
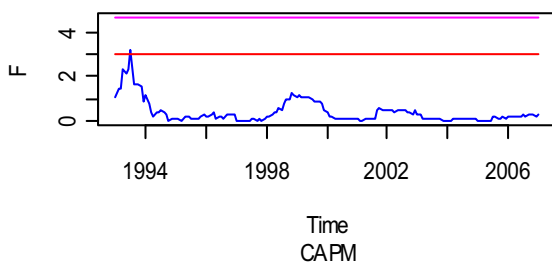
RECORDATI



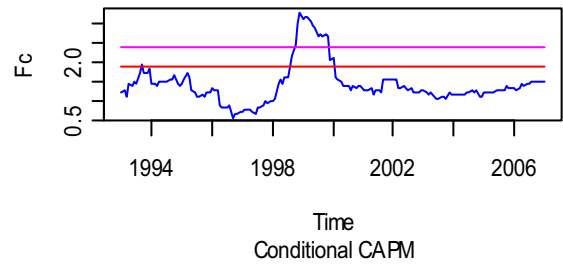
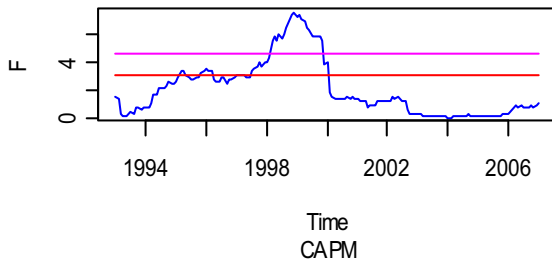
EXOR PRV



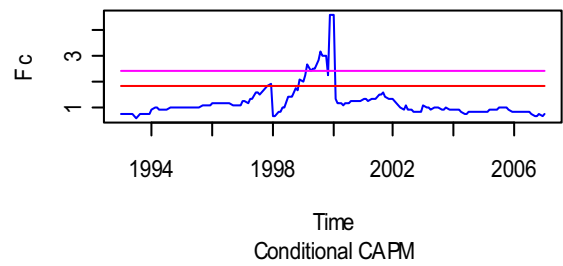
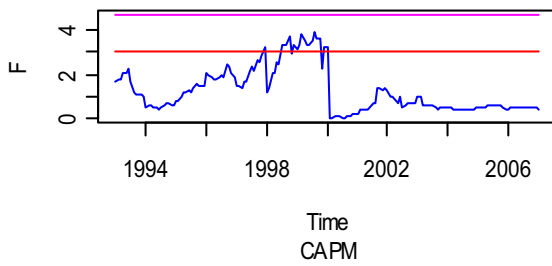
CREDITO BERGAMASCO



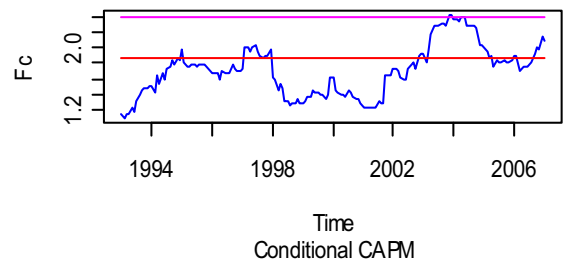
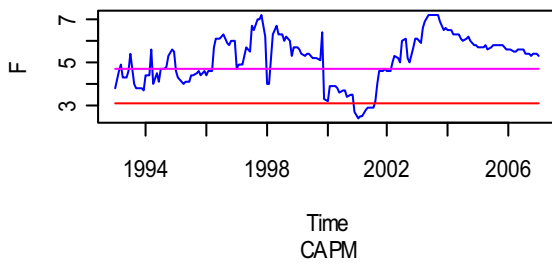
ITALCEMENTI



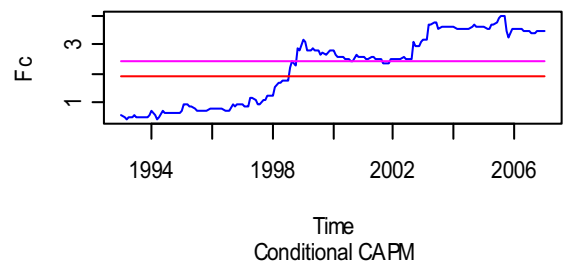
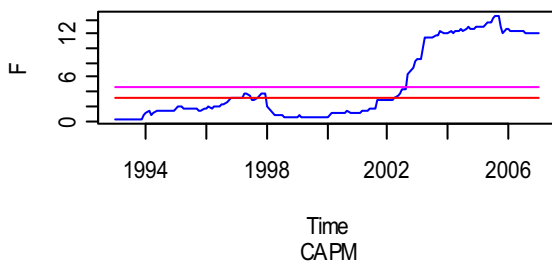
CIR



BANCA POPOLARE DI MILANO



UNIPOL



INESIT COMPANY

