



**UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI ROMA
"TOR VERGATA"**

FACOLTA' DI ECONOMIA

DOTTORATO DI RICERCA IN

BANCA E FINANZA

CICLO DEL CORSO DI DOTTORATO

XXII

LA CRISI DEI MUTUI SUBPRIME: ANALISI DEGLI EFFETTI SUI
RENDIMENTI E SUL RISCHIO SISTEMATICO NEL MERCATO
IMMOBILIARE

PAOLA DE SANTIS

A.A. 2009/2010

Tutor: Prof. Claudio Giannotti

Coordinatore: Prof. Alessandro Carretta

*Alla mia famiglia
da sempre colonna
della mia esistenza,
a tutti gli amici
che ho avuto la fortuna
di incontrare
e a chi ha creduto in me*

Colgo l'occasione per ringraziare la mia famiglia e gli amici per l'affetto, il sostegno e la fiducia che mi hanno sempre donato. Ringrazio il dottorato di banca e finanza per gli utilissimi strumenti cognitivi didattici e professionali che mi hanno aiutato a crescere non solo professionalmente e, sono convinta, mi saranno estremamente utili nella vita. Ringrazio il professor Carretta per la fiducia che mi ha dato, il prof Giannotti per la disponibilità, la cortesia e la pazienza sempre dimostrata e le utilissime indicazioni. Ringrazio il professor Proietti per le preziose indicazioni sulla parte statistica e il prof Sampagnaro per l'interpretazione del modello a tre fattori. Ringrazio anche la mia azienda per l'opportunità di attingere ai dati di mercato finanziari.

ABSTRACT

This paper analyzes the effects of the subprime crisis on U.S. Real Estate Stocks, which plays a significant role in the current crisis. By analyzing, by means of the Fama & French three factor model, the return on the REIT index, which is considered a proxy for the U.S. Real Estate securities trend, and the return on the S&P500 yield, which may be interpreted as a proxy for U.S. market portfolio. I found evidence of an increase in the beta coefficient in 2007 followed by a reversion to the initial value in 2009. Moreover, I found evidence of the presence of structural breaks. The results tend to confirm the presence of the “Asymmetric REIT Beta Puzzle”, previously analyzed in literature.

Keywords: Subprime Crisis, Beta, Structural Breaks, Garch Model, Asymmetric Reit Beta Puzzle, 3 Factor Model Fama e French

JEL Classification Number: C32, C51, G10

ABSTRACT

Nel paper si analizza l'effetto che ha avuto la crisi dei subprime sui titoli del comparto immobiliare nel mercato USA, epicentro dell'attuale crisi economica mondiale. Tramite il modello a tre fattori di Fama e French si studia la relazione tra l'extra rendimento dell'indice REIT, considerato una proxy dell'andamento dei titoli immobiliari americani, e l'extra rendimento dell'indice S&P500, considerato una proxy del rendimento del portafoglio di mercato. Si riscontra un aumento del coefficiente di regressione (il beta) nell'anno 2007 seguito da un ritorno ai valori iniziali nell'anno 2009 e la possibile presenza di break strutturali. I risultati tendono a confermare la presenza di un “Asymmetric REIT Beta Puzzle” precedentemente analizzato in letteratura.

Indice

Paper

1. Introduzione	1
2. Riewiew della Letteratura	2
3. Analisi del Campione	6
4. Metodologia	14
5. Analisi dei Risultati	16
6. Conclusioni	25
7. Bibliografia	27

Appendice

A1 Glossario dei termini	
A1.1 REITs - Real Estate Investment Trusts	31
A1.2 NAREIT - National Association of Real Estate Investment Trust	31
A1.3 Indici Benchmark NAREIT	31
A2 Descrizione dei dati di input giornalieri	
A2.1 Descrizione sintetica del modello utilizzato per l'analisi dei dati	33
A2.2 Serie storiche utilizzate per costruire i dati di input del modello	34
A2.3 Dati di input del modello ottenuti trasformando le serie storiche descritte al punto A2.2	42
A2.4 Verifica della cointegrazione	45
A3 Costruzione dei sottocampioni tramite il test di Quandt	
A3.1 Descrizione della logica con cui sono stati costruiti i campioni	47
A3.2 Campione Completo	49
A3.3 - A3.16 Sottocampioni	51
A4 Analisi Rolling sull'intero campione dei dati giornalieri	79
A5 Analisi dell'intero campione dei dati giornalieri	81
A5.1 Descrizione del campione	83
A5.2 Individuazione della forma del modello OLS	91
A5.3 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Arch5 ipotizzando una distribuzione normale del processo	97
A5.4 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Garch11 ipotizzando una distribuzione normale del processo	101
A5.5 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Garch12 ipotizzando una distribuzione normale del processo	105
A5.6 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata E-Arch5 ipotizzando una distribuzione normale del processo	109
A5.7 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata E-Garch11 ipotizzando una distribuzione normale del processo	113
A5.8 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata E-Garch21 ipotizzando una distribuzione normale del processo	117
A5.9 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata GJR-Arch5 ipotizzando una distribuzione normale del processo	121
A5.10 Individuazione della forma modello a varianza condizionata GJR-Garch11 ipotizzando una distribuzione normale del processo	125
A5.11 Individuazione della forma modello a varianza condizionata GJR-Garch12 ipotizzando una distribuzione normale del processo	129

A5.12 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Arch5 ipotizzando una distribuzione t di Student del processo	133
A5.13 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Garch11 ipotizzando una distribuzione Student t del processo	137
A5.14 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Garch12 ipotizzando una distribuzione t di Student del processo	141
A5.15 Codice Matlab utilizzato per la stima dei modelli non gestiti tramite la procedura Gretel	145
A6 Analisi del primo sottocampione giornaliero S1	
A6.1 Descrizione del campione	147
A6.2 Individuazione della forma del modello OLS	154
A6.3 Individuazione della forma del modello a media condizionata Ar1 ipotizzando una distribuzione normale del processo	158
A6.4 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Arch1 ipotizzando una distribuzione normale del processo	162
A6.5 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Garch11 ipotizzando una distribuzione normale del processo	166
A6.6 Individuazione della forma del modello a media-varianza condiz Ar1-Arch1 ipotizzando una distribuzione normale del processo	170
A6.7 Individuazione della forma del modello a media-varianza condiz Ar1-Garch11 ipotizzando una distribuzione normale del processo	174
A6.8 Individuazione della forma del modello a media-varianza condiz Ar1-Arch1 ipotizzando una distribuzione t di Student del processo	178
A7 Analisi del secondo sottocampione giornaliero S2	
A7.1 Descrizione del campione	183
A7.2 Individuazione della forma del modello OLS	190
A7.3 Individuazione della forma del modello a media condizionata Ar1 ipotizzando una distribuzione normale del processo	194
A8 Analisi del terzo sottocampione giornaliero (S3)	
A8.1 Descrizione dal campione	199
A8.2 Individuazione della forma del modello OLS	206
A8.3 Individuazione della forma del modello a media condizionata Ar1 ipotizzando una distribuzione normale del processo	210
A8.4 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Arch1 ipotizzando una distribuzione normale del processo	214
A8.5 Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Garch11 ipotizzando una distribuzione normale del processo	218
A8.6 Individuazione della forma del modello a media-varianza condiz Ar1-Arch11 ipotizzando una distribuzione normale del processo	222
A9 Analisi del quarto sottocampione giornaliero (S4)	
A9.1 Descrizione del campione	227
A9.2 Individuazione della forma del modello OLS	234
A10 Analisi del quinto sottocampione giornaliero (S5)	
A10.1 Descrizione dal campione	240
A10.2 Individuazione della forma del modello OLS	247
A11 Analisi del sesto sottocampione giornaliero (S6)	
A11.1 Descrizione del campione	253
A11.2 Individuazione della forma del modello OLS	260
A12 Descrizione del settimo sottocampione giornaliero (S7)	
A12.1 Descrizione del campione	270
A12.2 Individuazione della forma del modello OLS	277

A13	Descrizione dell'ottavo sottocampione giornaliero (S8)	
A13.1	Descrizione del campione	283
A13.2	Individuazione della forma del modello OLS	290
A13.3	Individuazione della forma del modello a media condizionata Ar1 ipotizzando una distribuzione normale del processo	294
A14	Descrizione dei dati di input mensili	
A14.1	Descrizione sintetica del modello utilizzato per l'analisi dei dati	299
A14.2	Serie storiche utilizzate per ottenere i dati di input del modello	300
A14.3	Dati di input del modello ottenuti trasformando le serie storiche descritte al punto A14.2	308
A14.4	Verifica della cointegrazione	311
A15	Costruzione sottocampioni mensili tramite test di Quandt	
A15.1	Descrizione logica con cui sono stati costruiti i sottocampioni	317
A15.2	Campione completo (MS0)	317
A15.3	Primo sottocampione (MS1)	319
A15.4	Secondo sottocampione (MS2)	320
A16	Analisi rolling sull'intero campione dei dati mensili	322
A17	Analisi dell'intero campione mensile	
A17.1	Descrizione del campione	325
A17.2	Individuazione della forma del modello OLS	332
A17.3	Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Arch1 ipotizzando una distribuzione normale del processo	337
A17.4	Individuazione della forma del modello a varianza condizionata Arch1 ipotizzando una distribuzione t di Student del processo	341
A18	Analisi del primo sottocampione dei dati mensili (MS1)	
A18.1	Descrizione del primo sottocampione dei dati mensili (MS1)	346
A18.2	Individuazione della forma del modello OLS	354
A19	Analisi del secondo sottocampione dei dati mensili (SM2)	
A19.1	Descrizione del campione	359
A19.2	Individuazione della forma del modello OLS	366

Tabelle Paper

Tabella 1.	Stima del modello Best Fit sul campione completo dei dati giornalieri	18
Tabella 2.	Correlogramma dei residui e dei quadrati dei residui per il modello Best Fit stimato sul campione completo dei dati giornalieri	19
Tabella 3.	Divisione in sottocampioni omogenei del campione completo dei dati giornalieri	20
Tabella 4.	Stima del modello Best Fit nei sottocampioni omogenei dei dati giornalieri	20
Tabella 5.	Stima del modello Best Fit sul campione dei dati mensili	23
Tabella 6.	Correlogramma dei residui e dei quadrati dei residui per il modello Best Fit stimato sul campione completo dei dati giornalieri	24
Tabella 7.	Divisione in sottocampioni omogenei del campione completo dei dati mensili	24
Tabella 8.	Stima del modello Best Fit nei sottocampioni dei dati mensili	25

Tabelle Appendice

T1.	Tabella dell'insieme dei campioni generati dalle date di break
------------	--

per il campione dei dati giornalieri	48
T2. Divisione in sottocampioni del campione completo dei dati giornalieri	48
T3. Tabella dei sottocampioni generati dalla data di break per il campione dei dati mensili	317

Grafici Paper

Grafico 1: Andamento serie storiche giornaliere indice Nareit proxy attività immobiliari (FNERTR) e indice S&P 500 proxy andamento di mercato (SPX)	6
Grafico 2: Andamento serie storiche tasso di interesse trimestrale (US0003M) e inflazione annuale rilevata trimestralmente (CPI_YOY)	7
Grafico 3. Tasso di rendimento attività immobiliare (ra) e tasso di rendimento di mercato (rm)	7
Grafico 4. Tasso di rendimento Risk Free giornaliero (rf)	7
Grafico 5. Premio per il rischio dell'attività immobiliare (raNet)	8
Grafico 6. Premio per il rischio di mercato (rmNet)	8
Grafico 7. Andamento e rendimento giornaliero indice rappresentativo di un portafoglio di titoli Small Cap (SML)	9
Grafico 8. Andamento fattore SMB del modello a tre fattori di Fama e French	9
Grafico 9. Andamento giornaliero indici rappresentativi dei un portafoglio value (SPXPV) e growth (SPXPG)	10
Grafico 10. Rendimento giornaliero indici rappresentativi dei un portafoglio value (SPXPV) e growth (SPXPG)	10
Grafico 11. Andamento del fattore HML del modello a tre fattori di Fama e French	11
Grafico 12. Andamento e rendimento mensile dell'indice rappresentativo dell'attività immobiliare (FNRET)	12
Grafico 13. Andamento e rendimento mensile dell'indice rappresentativo del mercato azionario (SPX)	12
Grafico 14. Andamento e rendimento mensile indice rappresentativo di un portafoglio Small Cap (SML)	12
Grafico 15. Andamento e rendimento mensile indice rappresentativo del comparto titoli value del mercato americano (SPXPV)	12
Grafico 16. Andamento e rendimento mensile indice rappresentativo di un portafoglio di titoli Growth americano (SPXPG)	13
Grafico 17. Andamento mensile dei tassi di interesse interbancario trim (US0003M) e dell'inflazione annuale rilevata trimestralmente (CPI_YOY)	13
Grafico 18. Andamento del tasso mensile di interesse risk free	13
Grafico 19. Andamento mensile del premio per il rischio dell'attività immobiliare e dell'attività di mercato	14
Grafico 20. Andamento mensile dei fattori SMB e HML	14
Grafico 21. Andamento giornaliero del Beta (coefficiente di regressione tra premio per il rischio attività immobiliare e quello di mercato) rolling	17
Grafico 22. Andamento dei coefficienti di regressione nel modello a tre fattori di Fama e French tramite la regressione OLS e un modello Garch11	17
Grafico 23. Andamento dei residui e dei quadrati dei residui del modello Garch11 sul campione completo dei dati giornalieri	19
Grafico 24. Grafico correlogramma dei residui e dei quadrati dei residui del modello Garch11 sul campione completo dei dati giornalieri	19
Grafico 25. Andamento mensile del Beta (coefficiente di regressione tra il premio per il rischio attività immobiliare e quello di mercato) rolling	22
Grafico 26. Andamento dei coefficienti di regressione nel modello di Fama e French tramite la regressione OLS e un modello Garch11	22
Grafico 27. Andamento dei residui e dei quadrati dei residui del modello Arch1 con distribuzione t di student del processo generatore dei dati	23
Grafico 28. Grafico dei correlogrammi dei residui e dei quadrati dei residui nel modello Arch1 (Dist Student-t) sul campione dei dati mensili	24

Grafici Appendice

G1. Grafico andamento giornaliero indice Equity Reit FNERTR	34
G2. Grafico rendimento giornaliero indice Equity Reit FNERTR	35

G3. Grafico andamento giornaliero indice di mercato S&P 500 SPX	35
G4. Grafico rendimento giornaliero indice di mercato S&P 500 SPX	36
G5. Grafico Andamento giornaliero indice S&P 600 Small Cap SML	36
G6. Grafico rendimento giornaliero indice S&P 600 Small Cap SML	37
G7. Grafico Andamento giornaliero indice S&P Pure Value SPXPV	38
G8. Grafico rendimento giornaliero indice S&P Pure Value SPXPV	38
G9. Grafico rendimento giornaliero indice S&P Pure Growth SPXPG	39
G10. Grafico rendimento giornaliero indice S&P Pure Growth SPXPG	40
G11. Grafico rendimento giornaliero tasso interesse interbancario US0003M	40
G12. Grafico andamento giornaliero inflazione annuale (ril trimestralmente)	41
G13. Grafico rendimento giornaliero tasso Risk-Free	42
G14: Premio per il rischio giornaliero dell'attività immobiliare 'raNet'	42
G15: Premio per il rischio giornaliero di mercato 'rmNet'	43
G16. Extra rendimento delle società a bassa capitalizzazione 'SMB'	44
G17. Extra rendimento delle società con un alto rapporto tra il valore contabile ed il valore di mercato della società (Book-to-Price)	44
G18. Grafico dell'insieme dei campioni generati dalle date di break	47
G19. Andamento del coefficiente di regressione tra il rendimento dei titoli immobiliari ed il rendimento di mercato (beta) nel modello OLS e nel modello Garch11 utilizzando una finestra di 60 giorni lavorativi	79
G20. Andamento dei coefficienti di regressione del modello a tre fattori di Fama e French stimati con un modello OLS utilizzando una finestra di 60 giorni lavorativi	80
G21. Andamento dei coefficienti di regressione del modello a tre fattori di Fama e French stimata con un modello Garch11 utilizzando una finestra di 60 giorni lavorativi	80
G22. Grafico andamento mensile indice Equity Reit FNERTR	300
G23. Grafico rendimento mensile indice Equity Reit FNERTR	300
G24. Grafico andamento mensile indice di mercato S&P 500 SPX	301
G25. Grafico rendimento mensile indice di mercato S&P 500 SPX	302
G26. Grafico andamento mensile indice S&P 600 Small Cap SML	302
G27. Grafico rendimento mensile indice S&P 600 Small Cap SML	303
G28. Grafico andamento mensile indice S&P Pure Value SPXPV	304
G29. Grafico rendimento mensile indice S&P Pure Value SPXPV	304
G30. Grafico andamento mensile indice S&P Pure Growth SPXPG	305
G31. Grafico rendimento mensile indice S&P Pure Growth SPXPG	306
G32. Grafico andamento mensile indice tasso di interesse interb US0003M	306
G33. Grafico andamento mensile inflazione annuale (ril trim) CPI YOY	307
G34. Grafico andamento mensile tasso risk free	308
G35. Grafico andamento mensile extra rendimento immobiliare 'raNet'	308
G36. Grafico andamento mensile extra rendimento di mercato 'rmNet'	309
G37. Grafico andamento mensile extra rendimento dei titoli Small Cap 'SMB'	310
G38. Grafico andamento mensile extra rendimento delle società value 'HML'	310
G39. Andamento del coefficiente di regressione tra l'extra rendimento dei titoli immobiliari e l'extra rendimento di mercato (beta) nel modello OLS e nel modello Garch11 utilizzando una finestra di 30 giorni lavorativi.	322
G40. Andamento coefficienti di regressione modello a tre fattori di Fama e French stimata con modello OLS e una finestra di 30 giorni lavorativi	323
G41. Andamento coefficienti di regressione del modello a tre fattori di Fama e French stimata con modello Garch11 e finestra di 30 giorni lavorativi	323

La crisi dei mutui supprime: analisi degli effetti sui rendimenti e sul rischio sistematico nel mercato immobiliare

1. Introduzione

In seguito alla crisi dei mutui subprime negli USA si sta verificando un momento di particolare incertezza nei mercati finanziari.

La crisi di mutui subprime statunitensi, in una economia sempre più globalizzata, sta impattando non solo sui mercati direttamente collegati, ma su tutti i mercati finanziari e sul sistema economico determinando una crisi di liquidità (credit crunch) ed un aumento della volatilità dei rendimenti difficilmente confrontabile con scenari precedenti.

Una analisi delle possibili conseguenze nel mercato immobiliare e dei titoli connessi è particolarmente difficile in quanto la crescita della volatilità nei mercati finanziari, la diminuzione della liquidità disponibile nel sistema e l'andamento dell'inflazione, determinano effetti divergenti e difficilmente quantificabili. Il quadro di analisi è ulteriormente complicato dal fatto che l'attuale crisi è caratterizzata da una contrazione del mercato immobiliare e dal breve orizzonte temporale disponibile per l'analisi.

Considerate le peculiarità dell'attuale contesto economico, si ritiene particolarmente interessante l'analisi del rischio sistematico del mercato dei titoli immobiliari che sarà analizzata tramite la verifica della costanza del beta dei titoli REIT¹ rispetto al portafoglio di mercato e della presenza di cambiamenti strutturali del beta stesso.

Si ritiene particolarmente rilevante anche l'analisi della simmetria della relazione tra i rendimenti condizionali e la varianza condizionale per i titoli immobiliari, considerando il sempre maggior interesse dei grandi investitori a comprendere queste grandezze che rappresentano input essenziali per l'asset allocation e delle cui dinamiche c'è ancora scarsa conoscenza. Tale simmetria sarà analizzata sempre attraverso la verifica della costanza del beta e dell'eventuale presenza di cambiamenti strutturali.

Vista la disponibilità di serie storiche sufficientemente lunghe, e con alta frequenza, l'analisi si concentrerà nel mercato USA, che rappresenta l'epicentro della crisi, nel quale si riscontra effettivamente la presenza di una variazione significativa del beta e di un cambiamento strutturale dello stesso.

Questa ricerca si inserisce nel filone, relativamente recente, che analizza le caratteristiche di rischio-rendimento dei titoli del comparto immobiliare e nell' "asymmetric REIT-Beta Puzzle" proponendo, rispetto alle precedenti ricerche un'analisi più dettagliata basata sullo studio di serie storiche giornaliere, ed indagando sugli effetti di una crisi recente, con caratteristiche peculiari, non ancora analizzata in letteratura.

Nella prima parte del presente lavoro sarà riportata una breve analisi della letteratura disponibile sull'argomento alla quale seguirà l'analisi della metodologia e del campione dei dati. Nella terza parte sarà analizzato il modello proposto, nella quarta parte saranno analizzati i risultati e nell'ultima parte saranno analizzate le conclusioni e le prospettive aperte per successive ricerche.

Il dettaglio delle analisi, lo sviluppo dei modelli ed i risultati dei test statistici saranno sinteticamente riportati nell'appendice.

¹ I titoli REIT's sono titoli rappresentativi di Real Estate Investment Trust. Per una descrizione dettagliata si rimanda al paragrafo A1.1 dell'appendice.

2. Review della letteratura

I titoli del comparto immobiliare, ed in particolar modo i titoli REIT, rappresentano un importante componente per la diversificazione del rischio dei portafogli e sono attualmente considerati nella composizione della maggior parte degli indici di mercato.

Tra le caratteristiche più utili che determinano l'inclusione di questi titoli nel portafoglio c'è la capacità, analizzata da Fogler, Granito, Smith (1985) e da Sirmans e Sirmans (1987), di coprire il rischio di inflazione inattesa. Questa caratteristica dei titoli del comparto immobiliare è stata ampiamente studiata in letteratura anche se le varie ricerche arrivano a conclusioni differenti.

Degli studi di Glascock, Lu e SO (2002) hanno evidenziato una relazione spuria tra i rendimenti dei titoli REIT e l'inflazione, influenzata notevolmente dagli effetti della politica monetaria che agisce prima sulla produzione industriale e sul comparto Real Estate e solo successivamente sull'inflazione. Una recente ricerca di Fang, Wang e Nguyen (2008) mette in discussione la capacità di copertura del rischio inflazione inattesa dei titoli del comparto Real Estate. Secondo questi autori, in accordo con l'analisi di Glascock Lu, W. So (2002), la relazione tra il Real Estate e l'inflazione è condizionata da altre variabili economiche e quindi non necessariamente positiva.

Gli autori, analizzando il mercato di Taiwan, hanno evidenziato che i titoli REIT non sono sempre in grado di coprire dal rischio di inflazione. Introducendo nella loro analisi l'asimmetria dell'effetto di uno shock nel mercato (le "cattive notizie" hanno un effetto nettamente maggiore delle "buone notizie"), l'effetto leverage e l'effetto del conditional hetero-risk, dallo studio del mercato di Taiwan individuano una possibile causa dell'incapacità dei titoli REIT di coprire l'inflazione inattesa nell'esistenza di un effetto leverage asimmetrico.

Gli effetti della politica monetaria sul rendimento e sulla volatilità di titoli Equity REIT sono stati studiati anche da O'Reilly e Stevenson (2007). Gli autori si concentrano sull'effetto delle manovre non previste (unanticipated changes) e sull'effetto asimmetrico che hanno le "buone" e le "cattive" notizie, evidenziando una relazione tra i rendimenti e volatilità dei REIT ed i cambiamenti non previsti dei tassi di interesse ma non la presenza di un effetto asimmetrico.

Una ulteriore indagine sulla relazione tra il rendimento dei titoli REIT e le variabili macroeconomiche (politica monetaria, premio per il rischio di default, crescita della produzione industriale e inflazione) è stata effettuata da Ewing e Payne (2005). Dagli studi di detti autori emerge che i fattori che influenzano maggiormente il rendimento dei titoli REIT sono il tasso di rendimento dei federal funds ed il premio per il rischio di default.

Un altro motivo per cui questi titoli sono considerati particolarmente utili per la diversificazione dei portafogli, come evidenziato da Najand, Yan Lin e Fitzgerald (2006), è determinato dal fatto che generano normalmente un buon cash flow ed in alcuni paesi sono agevolati dal sistema di tassazione. Negli USA, in particolare, il Tax Reform Act del 1986 ha determinato dei cambiamenti significativi nell'utilizzo di questi titoli ed un loro ulteriore sviluppo. Una ulteriore caratteristica dei titoli REIT, molto utile nell'ottimizzazione e nella diversificazione del portafoglio, è individuata dal fatto che sono normalmente considerati dei titoli conservativi. Shilling (1990) e Glascock e Hughers (1995) hanno evidenziato che i titoli del comparto Real Estate presentano un rischio sistematico più basso del rischio di mercato.

Da un confronto tra il comportamento dei titoli REIT e dei titoli stock effettuato da Li e Wang (1995) e dalle ricerche di Nelling e Gyourko (1998) sono emerse delle significative similitudini tra i titoli REIT ed i titoli small cap (small company stocks) seppure con un rischio più basso. Anche Glascock, Michayluk e Neuhauser (2004) hanno evidenziato che, nella crisi dei mercati asiatici dell'ottobre 1997, i titoli del comparto Real Estate presentano

un profilo di rischio simile ai titoli small capitalization stock ma contraddistinti da una minore volatilità.

Gli autori hanno anche riscontrato che nei momenti di massima crisi (27 ottobre 1997 e giorni immediatamente successivi) i titoli Reit hanno registrato un minore spread bid-ask delle quotazioni ed una migliore ripresa nei giorni successivi allo shock finanziario rispetto ai titoli small cap che hanno continuato a mantenere spread bid ask molto elevati lasciando intuire una maggiore incertezza su questi titoli. Questa caratteristica, riscontrata nell'analisi, è stata interpretata dagli autori come una conseguenza della natura di lungo termine degli investimenti nel Real Estate, che risente meno dei cambiamenti a breve termine dell'economia globale.

Per alcuni autori, quali Doug Waggle, Pankaj e Agrawal (2006) e Hudson-Wilson, Fabozzi e Gordon (2003), questi titoli sono particolarmente utili nella diversificazione dei portafogli grazie alla loro particolare natura di ibrido tra titoli obbligazionari ed azionari.

Questa natura ibrida dei Reit porta dei benefici addizionali, favorendo la riduzione del rischio complessivo a fronte di un aumento dei rendimenti.

Un ultimo fattore, anche se non meno importante per l'ottimizzazione e la diversificazione del portafoglio, è la minore correlazione tra i titoli REIT ed i titoli Bond e Stock evidenziata da molti autori tra cui Porzio e Sampagnaro (2005). Attualmente negli USA tale minore correlazione non è più riscontrata ed i titoli Reit ora possono essere considerati titoli speculativi. La presente ricerca dimostra, infatti, che il beta tra il premio per il rischio dei titoli Reit e quello di mercato è cambiato ed è aumentato considerevolmente in corrispondenza della crisi attuale. La relazione tra il rendimento dei titoli Real Estate e quello delle altre classi di asset sono stati oggetto di molti studi accademici, compresa la presente ricerca.

L'effetto di un cambiamento del coefficiente di correlazione tra titoli REIT e Stock sul peso dei REIT nel portafoglio ottimale è stato quantificato da uno studio di Doug, Waggle, Pankaj, Agrawal (2006) utilizzando l'approccio media-varianza rivelandosi significativo.

Sagalyn (1990) si accorse che i titoli Equity REIT hanno differenti rischi e proprietà nei mercati in fase di crescita ed in declino. Si accorse che si poteva riscontrare un alto (basso) beta durante i periodi di bassa (alta) crescita economica. Questa caratteristica fu studiata da altri autori tra cui Chatrath, Liang e McIntosh (2000) che lo definirono "the asymmetric REIT-Beta puzzle" e cercarono di indagare sull'origine di questa simmetria testando alcune possibili determinanti quali l'effetto dividendi, la non stazionarietà delle serie storiche e l'effetto varianza, senza essere in grado di spiegare il fenomeno.

Questa asimmetria del beta, infatti, era stata precedentemente riscontrata per i titoli small cap da Jagannathan e Wang (1996) e Golsten, Jagannathan e Runkle (1993), che l'avevano definita "small-stock-effect" attribuendola alla relazione tra la crescita dei rendimenti e la loro volatilità.

Precedentemente Black (1976) e Christie (1982) cercarono di spiegare l'asimmetria nella varianza dei rendimenti degli stock suggerendo che nelle fasi di declino del mercato si incrementa il tasso di leva, che aumenta a sua volta il rischio della proprietà dei titoli stock.

Negli studi di Chatrath, Liang e McIntosh (2000) l'asimmetria rimane anche utilizzando modelli molto recenti che considerano l'effetto varianza come i GARCHM e GJR-GARCHM secondo l'impostazione precedentemente utilizzata Goldstein, Jagannathan e Runkle (1993).

Molti autori hanno cercato di dare una risposta a questo quesito che rimane tuttora aperto.

Chiang, Lee e Wisen (2004) tentarono di capire le determinanti di questa asimmetria e di annullarla introducendo un modello di asset pricing più complesso, il three-factor CAPM model di Fama e French (1993), ed attribuirono questa asimmetria al modello inadeguato utilizzato dai loro predecessori. Chiang, Lee e Wisen (2005) analizzarono le proprietà time-series del beta dei titoli REIT evidenziandone la sensibilità alla natura dei dati ed al modello

di asset pricing utilizzato e constatando, in modo coerente con i precedenti studi di Chiang, Lee e Wisen (2004), che i risultati ottenuti con il three-factor model di Fama e French (1993) sono più stabili di quelli ottenuti con il single factor model di Sharpe (1964).

Il puzzle è stato riaperto da Tsai, Chen, Sing (2007) che rilevano, contrariamente alle conclusioni di Chiang, Lee e Wisen (2004), una asimmetria nel beta mostrando che, nei mercati in declino, lo stesso aumentava in modo significativo concludendo che la questione è ancora aperta.

Tsai, Chen, Sing (2007), rispetto ai loro predecessori, effettuano delle ipotesi leggermente diverse rispetto alle determinanti dei cambiamenti del beta. Secondo loro questa simmetria non è legata solamente ai periodi di maggiore o minore crescita economica ma, soprattutto, ai periodi di maggiore o minore volatilità.

Tsai, Chen, Sing (2007) introducono nel loro studio un sistema scientifico per dividere l'orizzonte di analisi in periodi di maggiore e minore volatilità utilizzando dei modelli econometrici di tipo SWARCH. Partendo dall'assunzione di Jagannathan e Wang (1996) che il beta non dipende solamente dai rendimenti ma anche dalla volatilità, ritengono che sia la volatilità di mercato, nei periodi di recessione, a determinare l'asimmetria del beta. Logicamente attribuiscono il fenomeno al fatto che l'investitore si aspetti di essere compensato, nei periodi di declino del mercato, in modo superiore al rischio sistematico del mercato stesso.

Nella presente ricerca si seguirà questo tipo di impostazione dell'analisi, anche in virtù del contesto di mercato attualmente caratterizzato da livelli di incertezza e volatilità particolarmente elevati. Come strumento per dividere l'intervallo temporale analizzato in sottocampioni omogenei sono stati utilizzati dei test per l'individuazione dei Break Strutturali. Tra i test disponibili è stato scelto il test del rapporto di verosimiglianza di Quandt, ma sono disponibili dei test che riescono ad individuare oltre ai break nella media condizionata anche i break nella varianza condizionata. Tra questi è stato considerato particolarmente utile il test per break multipli di Bai e Perron (1998) che consente di tener conto nel calcolo delle date di break sia dell'autocorrelazione che dell'eteroschedasticità dei residui e riesce ad individuare sia le date di break nella media condizionata che quelle nella varianza condizionata.

L'analisi del beta tramite il modello a tre fattori di Fama e French sui sottocampioni individuati tramite il test di Bai e Perron (1998) rappresenta un successivo sviluppo della presente ricerca.

Il fatto che, in corrispondenza della crisi attualmente in atto, sia presente una asimmetria nella relazione tra i titoli REITs ed il mercato implica considerazioni significative per la gestione del portafoglio in quanto influisce sulla diversificazione dello stesso e complica le decisioni di asset allocation. Tale studio rappresenta una valida prospettiva di ricerca futura.

In letteratura, nonostante gran parte degli autori condividano l'utilità dell'inclusione dei titoli Real Estate nel portafoglio, non sono state individuate conclusioni univoche e condivise riguardo la loro percentuale ottima. Le ricerche individuate hanno considerato come oggetto di studio gli investimenti immobiliari diretti o complessivi (titoli + investimenti diretti).

Una quantificazione dell'effetto dell'attuale crisi sul beta dei titoli immobiliari nel portafoglio di mercato, e quindi in linea generale dell'asset allocation, non sarebbe quindi confrontabile con i risultati evidenziati da queste ricerche.

Alcuni autori, come Kallberg, Liu e Greig (1996) hanno proposto come percentuale ottima degli investimenti Real Estate nel portafoglio una quota intorno al 9%, altri, come Hoesli, Lekander e Witkiewicz (2004), una compresa tra il 15% ed il 25%.

Ulteriori studi, come le ricerche effettuate da Benjamin, Sirmans e Zietz (2001), indicano una percentuale ottima intorno al 9%, o potenzialmente superiore se si includono nel portafoglio piccole proprietà con simili attributi di media-covarianza, ma percentuali realmente allocate

nei portafogli studiati molto più basse e compresa tra il 3% ed il 6%. Una interessante prospettiva di ricerca, considerato il notevole incremento del beta tra il rendimento dei titoli del comparto immobiliare e quello di mercato, è rappresentata dall'effetto che ha avuto l'attuale crisi immobiliare sulla quota ottima dei titoli Real Estate nel portafoglio ottimo.

Riguardo agli strumenti di analisi dei dati, in molti lavori precedentemente citati, sono stati utilizzati modelli econometrici. Oltre alle ricerche citate altri autori, tra i quali Devaney (2001), Brown e Ong (2001), hanno utilizzato nell'analisi diverse specificazioni di modelli di tipo GARCH, che tengono conto dell'eteroschedasticità della volatilità dei rendimenti, del fatto che la volatilità risponde molto spesso in modo asimmetrico ed è caratterizzata dal cosiddetto fenomeno del volatility clustering.

I rendimenti dei titoli del comparto Real Estate, come evidenziato da Coleman e Mansour (2005), sono inoltre caratterizzati da una distribuzione leptocurtica ed asimmetrica che rende difficile l'utilizzo dell'approccio media-varianza MPT (Modern Portfolio Theory).

Tsai, Chen, Sing (2007) analizzano il fenomeno suddividendo l'intervallo di analisi in sottoperiodi contraddistinti da una volatilità omogenea tramite gli strumenti econometrici forniti dai modelli SWARCH. L'utilizzo di modelli econometrici per stimare gli andamenti e valutare le caratteristiche degli indici di mercato non è una novità nell'analisi finanziaria ed è giustificato dal fatto che, come evidenziato da molti autori tra cui Terece C. Mills e Raphael N. Markellos (2008), i mercati sono ben lontani dall'essere perfetti ed i prezzi non riflettono istantaneamente tutte le informazioni disponibili.

Il mercato immobiliare presenta ulteriori imperfezioni rispetto al mercato azionario, dovute a molteplici fattori tra cui i rilevanti costi di transazione, la scarsità di informazioni, gli alti costi degli investimenti, lo scarso numero di transazioni e la difficoltà di stima del valore degli immobili. Il valore finanziario dei titoli del comparto immobiliare riflette indirettamente queste caratteristiche del mercato sottostante. Il valore nominale di molti titoli è basato su stime di esperti e risente del lag temporale tra la valutazione e l'evoluzione attuale del prezzo e dello smoothing effect, ossia della correlazione tra le valutazioni nel tempo.

Porzio e Sampagnaro (2005), analizzando il mercato italiano, descrivono i problemi connessi all'utilizzo di indici Real Estate come proxy del mercato immobiliare evidenziando i problemi connessi allo smoothing effect ed ai valori "sticky" che spesso li contraddistinguono. Gli autori individuano tra le cause che determinano lo scollamento tra il valore dell'indice, che a volte rimane condizionato dalle valutazioni precedenti, ed il valore di mercato ai costi connessi alle valutazioni (specialmente per gli indici collegati a grandi portafogli immobiliari) ed alla maggiore asimmetria informativa che determina la non inclusione di piccoli cambiamenti nelle informazioni sulle valutazioni.

L'utilizzo di strumenti di analisi delle serie storiche in ambito finanziario è stato ampiamente discusso in letteratura. Molti autori, tra i quali Timmermann e Granger (2004), affermano che, se i mercati sono efficienti, i prezzi sono indipendenti dai loro andamenti passati ed imprevedibili per cui non è possibile costruire dei trading rules a partire dalle informazioni passate. Nell'ipotesi di mercati perfetti il modello più utilizzato è la Random Walk che offre notevoli vantaggi nello studio dei fenomeni grazie alla sua relativa semplicità e trattazione matematica. Seguendo l'impostazione di Terece C. Mills e Raphael N. Markellos (2008)² l'ipotesi di Random Walk sarà preventivamente e prudenzialmente verificata tramite dei test³.

² Terece C. Mills e Raphael N. Markellos dichiarano di seguire l'impostazione seguita da altri autori tra i quali Fama (1965) e Granger-Morgenstern (1970). Per giustificare ulteriormente l'utilizzo di strumenti alternativi alla Random Walk citano un precedente studio di LeRoy (1989), nel quale si considera l'ipotesi di andamento dei prezzi di tipo Random Walk come una condizione sufficiente ma non necessaria per una determinazione razionale dei prezzi in finanza

³ Test per la verifica della presenza di radici unitarie.

3. Analisi del campione

Il modello scelto per descrivere il fenomeno è il modello a tre fattori di Fama e French che esprime il premio per il rischio dell'attività immobiliare in funzione di tre fattori: premio per il rischio di mercato; differenza tra il rendimento di un portafoglio di titoli small cap rispetto ad un portafoglio di titoli large cap (SMB); differenza tra il rendimento di un portafoglio di titoli value ed un portafoglio di titoli growth (HML)⁴. Come proxy dell'andamento dei titoli del comparto immobiliare è stato scelto l'indice Nareit prodotto giornalmente dall'associazione Nareit (tiker Bloomberg FNERTR Index), come proxy del rendimento di mercato è stato scelto l'indice Standard & Poor's (tiker Bloomberg SPX Index) che è uno degli indici maggiormente usati nelle analisi del mercato azionario americano. Per ottenere il premio per il rischio dell'attività immobiliare e di mercato è stata costruita la serie dei rendimenti risk free utilizzando come input la serie storica dei tassi interbancari a tre mesi (tiker bloomberg US0003M) e la serie dell'inflazione annuale rilevata trimestralmente (tiker bloomberg CPI YOY Index) tramite la metodologia descritta dettagliatamente in appendice.

$$ra_t = [\ln(FNERTR_t) - \ln(FNERTR_{t-1})] * 100$$

$$rm_t = [\ln(SPX_t) - \ln(SPX_{t-1})] * 100$$

$$rf = \frac{US0003M_t}{A} - \frac{CPI YOY_t}{B}$$

in cui:

$A = 62$ per i dati giornalieri e $A = 3$ per i dati mensili

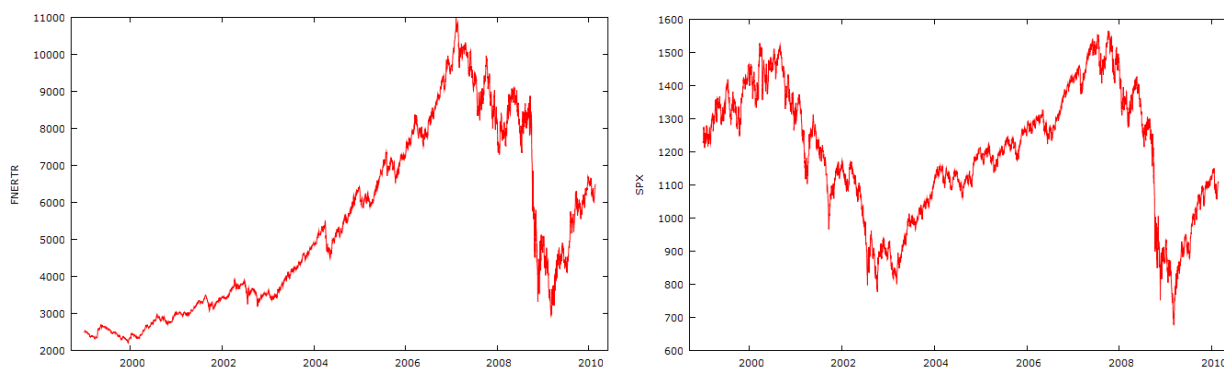
$B = 255$ per i dati giornalieri e $B = 12$ per i dati mensili

Dalla differenza tra i rendimenti ed il tasso risk free otteniamo i premi per il rischio dell'attività immobiliare e per l'attività di mercato usati sia nel modello a tre fattori di Fama e French che nel più semplice modello CAPM.

$$raNet_t = ra_t - rf_t \quad e \quad rmNet_t = rm_t - rf_t$$

Si riporta di seguito l'andamento grafico dei tassi di rendimento, del tasso di rendimento risk free e delle serie storiche giornaliere utilizzate come input e dei premi per il rischio dell'attività immobiliare (raNet) e dei mercato (rmNet).

Grafico 1: Andamento serie storiche indice Nareit proxy dell'attività immobiliare FNERTR e indice S&P 500 proxy andamento di mercato SPX



⁴ Per una descrizione sintetica del modello si rimanda al paragrafo A2.1 dell'appendice.

I due fattori SMB e HML rappresentano degli indicatori della sensibilità dell'impresa al ciclo economico e a situazioni di crisi aziendale (dimensione dell'impresa e difficoltà aziendali).

Grafico 2: Andamento serie storiche tasso di interesse interbancario trimestrale (US0003M) e inflazione annuale rilevata trimestralmente (CPI_YOY)

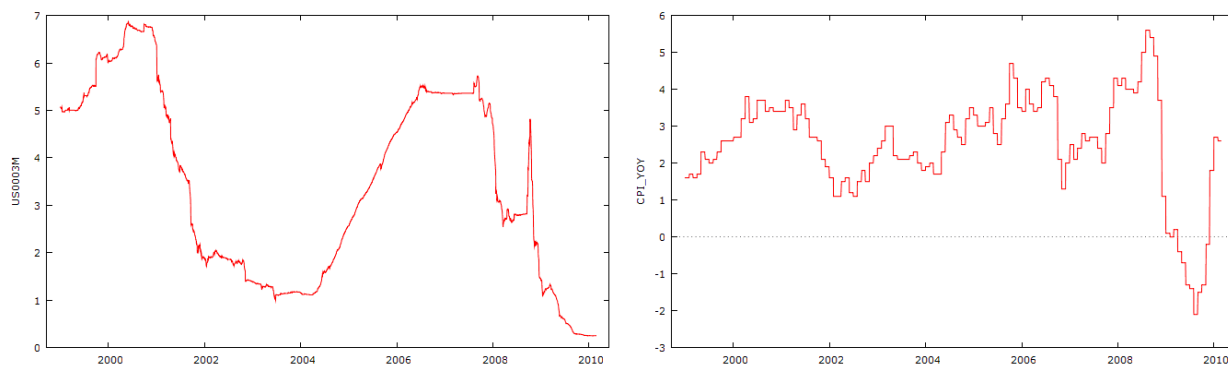


Grafico 3: Tasso di rendimento attività immobiliare (ra) e tasso di rendimento di mercato (rm)

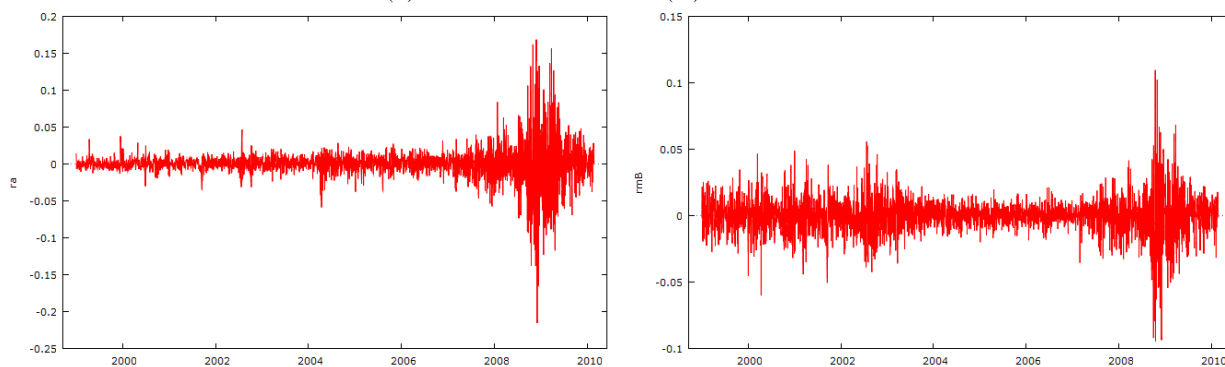


Grafico 4: Tasso di rendimento risk free giornaliero (rf)

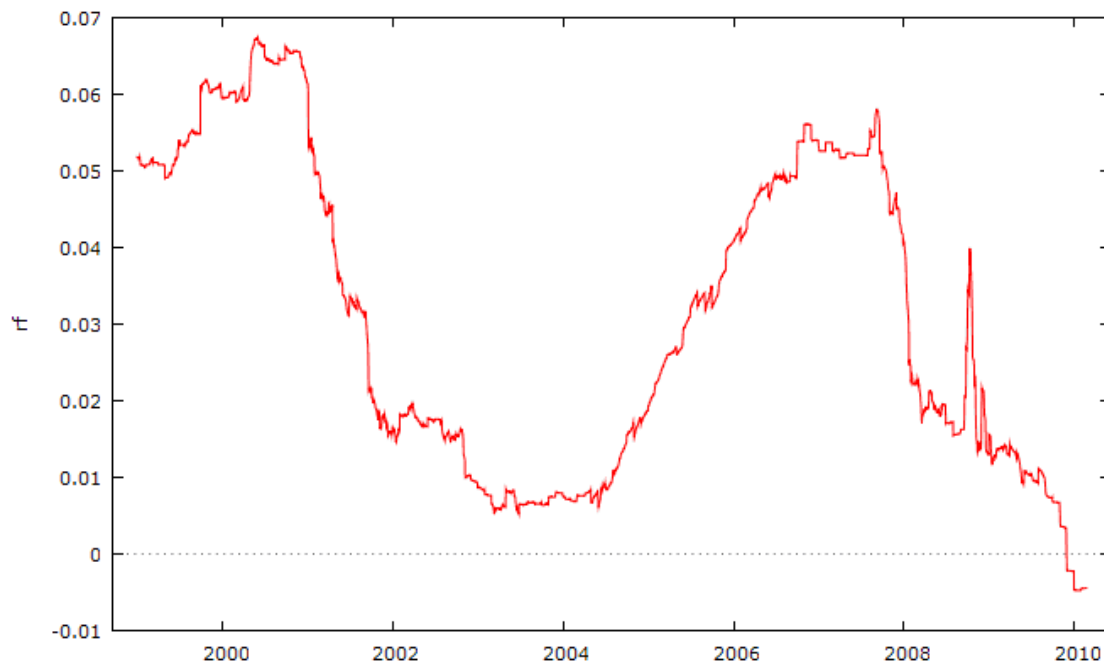


Grafico 5: Premio per il rischio dell' attività immobiliare (raNet)

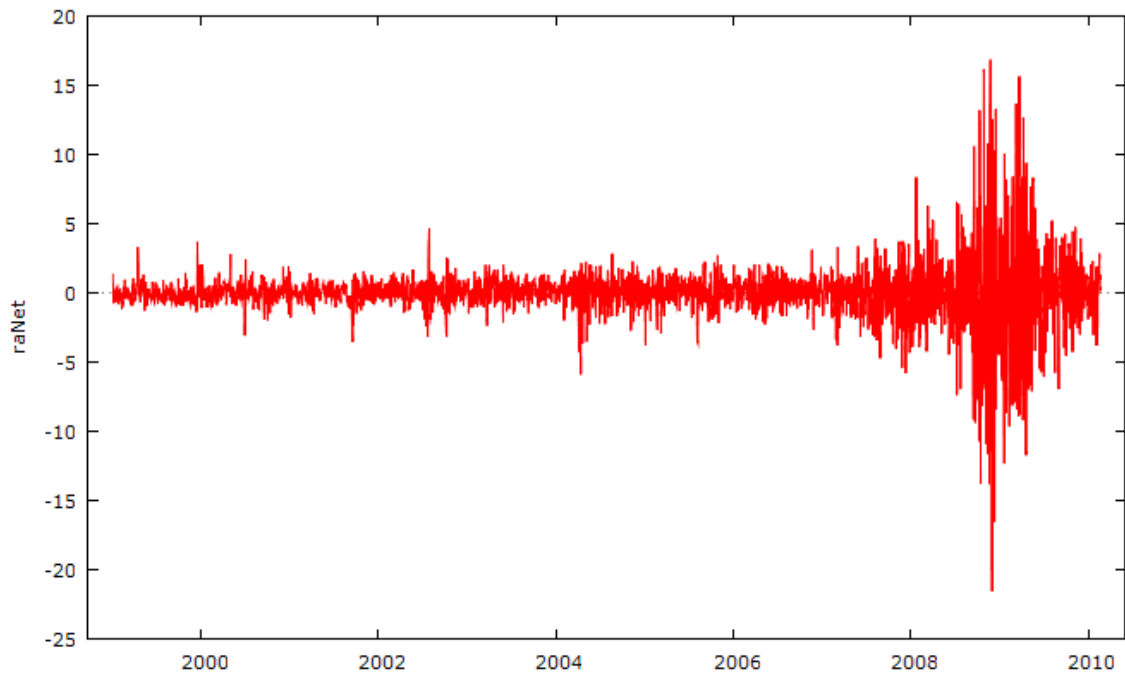
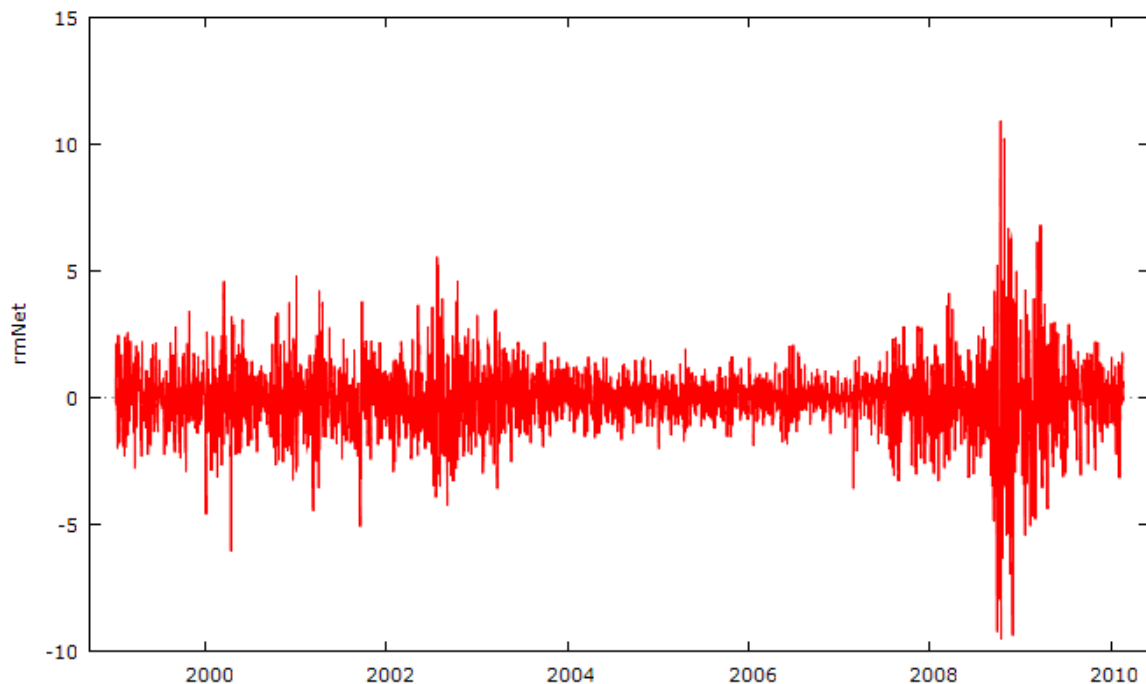


Grafico 6: Premio per il rischio di mercato (rmNet)



Per ottenere il secondo fattore, SMB, del modello di Fama e French sono state scaricate le serie storiche degli indici standard & Poor's rappresentativi di un portafoglio di azioni small cap americane (tiker Bloomberg SML Index) e di un portafoglio di azioni big cap⁵ (tiker

⁵ L'indice S&P 500 rappresenta l'indice rappresentativo dei titoli delle 500 aziende a maggiore capitalizzazione nel mercato azionario americano oltre che l'indice maggiormente usato in letteratura per descrivere l'andamento

Bloomberg SPX Index). Poiché il fattore SMB rappresenta la differenza tra il rendimento di un portafoglio di Small Cap rispetto ad un portafoglio di Big Cap sono stati calcolati i tassi di rendimento giornalieri effettuando la log differenza dei valori dell'indice.

$$rs_t = [\ln(SML_t) - \ln(SML_{t-1})] * 100$$

$$rm_t = [\ln(SPX_t) - \ln(SPX_{t-1})] * 100$$

$$SMB_t = rs_t - rm_t$$

Nel grafico sottostante si riportano l'andamento dell'indice rappresentativo dei titoli Small Cap, il relativo rendimento e l'andamento del fattore SMB nell'intervallo campionario. Poiché l'indice rappresentativo del comparto Big Cap del mercato coincide con la proxy del rendimento di mercato si rimanda ai grafici in testa per il relativo andamento e rendimento.

Grafico 7: Andamento e rendimento giornaliero indice Small Cap (SML)

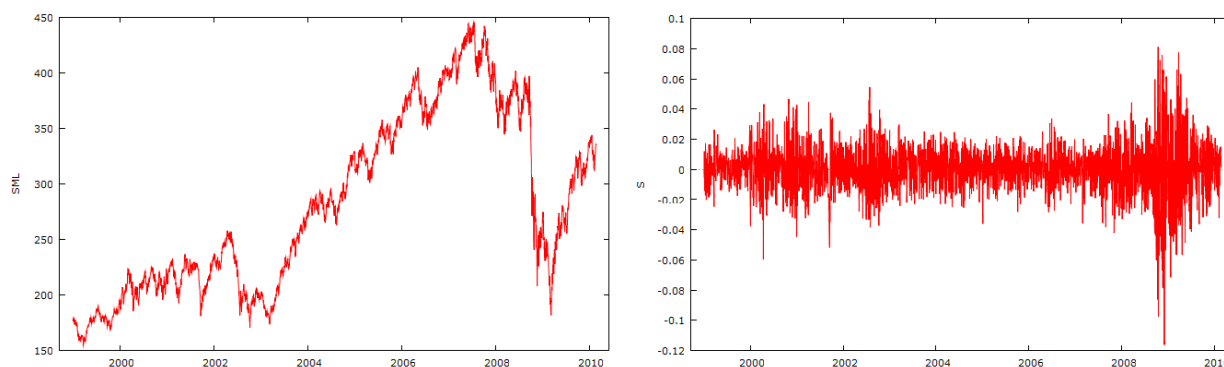
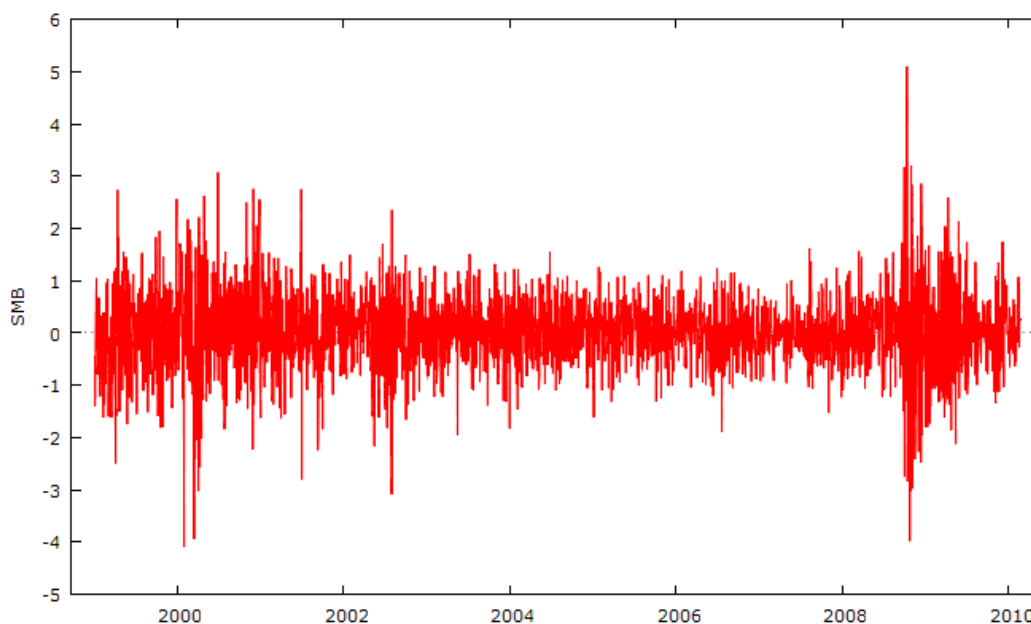


Grafico 8: Andamento giornaliero fattore SMB



del mercato americano per cui è stato utilizzato sia come proxy del rendimento del mercato azionario americano che come proxy del rendimento di un portafoglio azionario Big Cap americano.

Per poter calcolare il terzo fattore del modello (HML) sono state selezionate, nel paniere degli indici prodotti dall'associazione Standard & Poor's, gli indici rappresentativi di un paniere di titoli value (tiker bloomberg SPXPV Index) e di un paniere di titoli growth (tiker bloomberg SPXPG Index) nel mercato americano.

$$H_t = [\ln(\text{SPXPV}_t) - \ln(\text{SPXPV}_{t-1})] * 100$$

$$L_t = [\ln(\text{SPXPG}_t) - \ln(\text{SPXPG}_{t-1})] * 100$$

$$\text{HML}_t = H_t - L_t$$

Nel grafico sottostante si riportano l'andamento dell'indice rappresentativo dei titoli Value (contraddistinti da un alto rapporto Book-to-Value), di titoli Growth (contraddistinti da un basso rapporto Book-to-Value), i relativi rendimenti e del fattore HML dato dalla differenza tra i due.

Grafico 9: Andamento giornaliero indici rappresentativi di un portafoglio value (SPXPV) e growth (SPXPG).

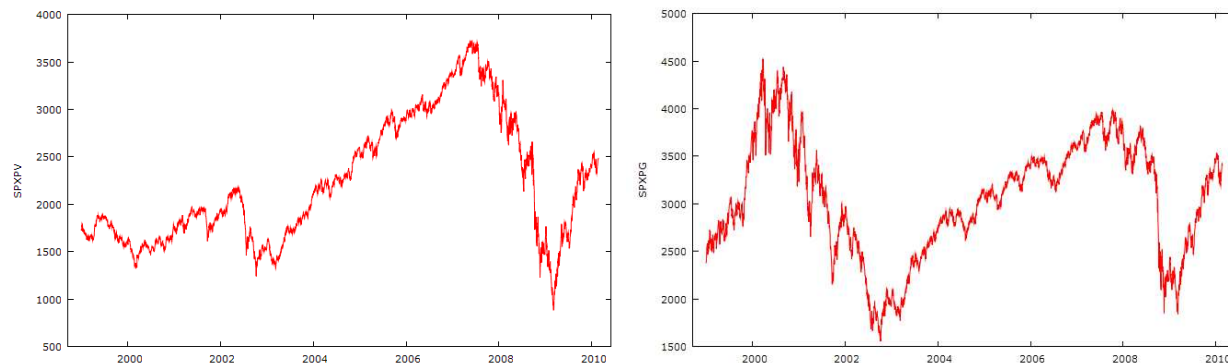


Grafico 10: Rendimento giornaliero indici rappresentativi di un portafoglio value (SPXPV) e growth (SPXPG).

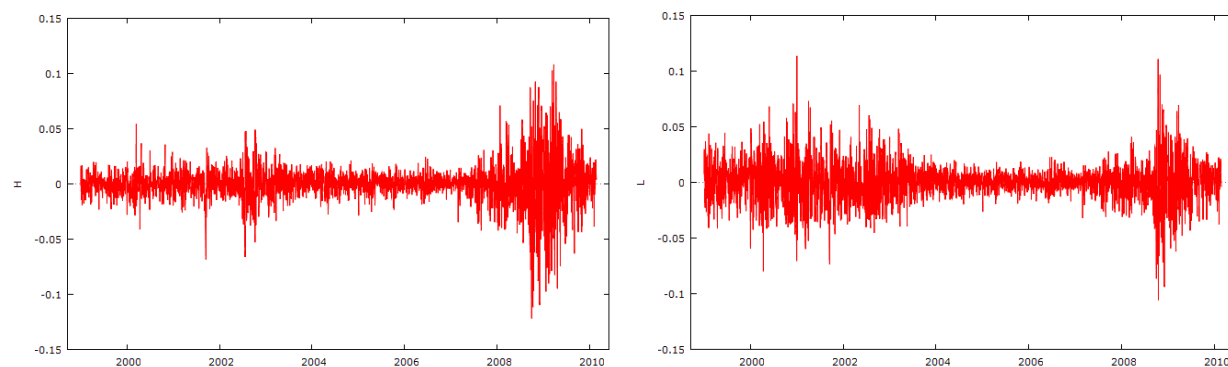
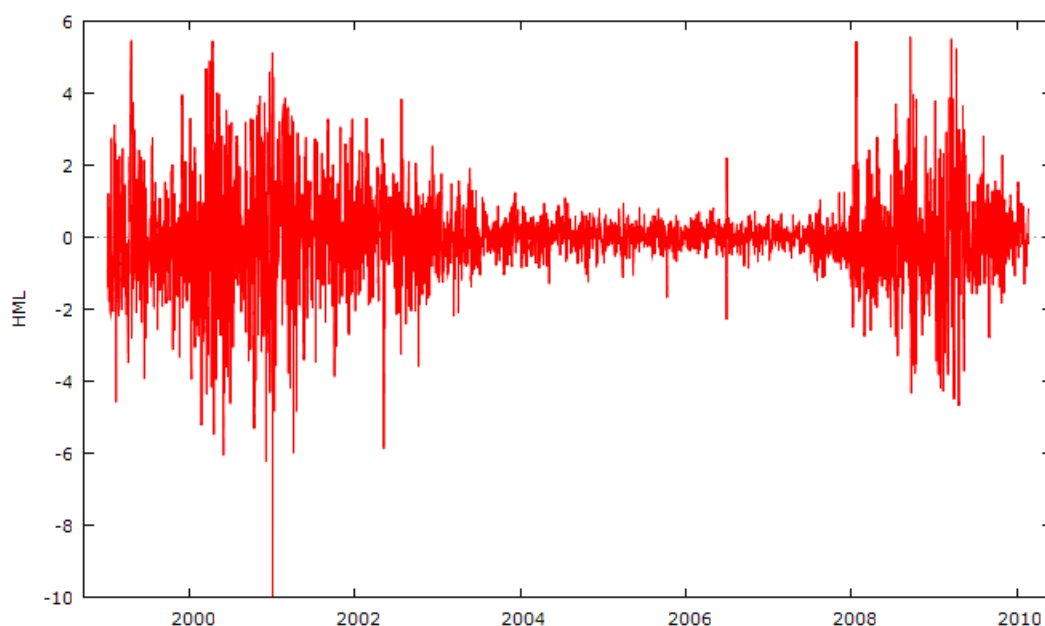


Grafico 11: Andamento fattore HML



La serie storica utilizzata come campione dei dati giornalieri inizia dal 31 dicembre 1998, prima rilevazione giornaliera dell'indice Nareit (FNERTR Index) utilizzato come proxy dell'andamento del mercato immobiliare, e finisce il 20 febbraio 2010 per cui contiene al suo interno sia la crisi del 2001-2002 (periodo successivo all'attentato delle torri gemelle negli USA) che la crisi innescata dall'esplosione della bolla immobiliare negli USA che è ancora in corso. Per una analisi più dettagliata dei dati di input del modello, per vedere la loro distribuzione ed il raffronto con la distribuzione normale si rimanda al capitolo A2 dell'appendice. Per l'analisi dei dati di input nei sottocampioni omogenei generati tramite il test di Quandt⁶ si rimanda il lettore al capitolo A3 dell'appendice⁷.

Allo studio del fenomeno tramite il campione dei dati giornalieri, è stata affiancata una analisi mensile in modo da agevolare il confronto con i precedenti studi disponibili in letteratura. I risultati e la stima dei modelli ottenuti dallo studio del campione dei dati mensili dovranno essere considerati con particolare cautela in quanto le serie storiche non risultano cointegrate e la regressione ottenuta potrebbe essere spuria⁸.

Si riportano di seguito i grafici dei dati di input mensili e gli andamenti mensili dei tre fattori utilizzati come input del modello di Fama e French. Le formule con cui sono stati calcolati i fattori finali del modello ed i rendimenti degli indici sono, naturalmente, le stesse utilizzate per il campione dei dati giornalieri. La serie storica inizia dal mese di giugno del 1995 (prima rilevazione disponibile per gli indici rappresentativi di un portafoglio value e growth) e finisce a febbraio del 2010. Per ulteriori analisi dei dati di input, per visualizzare la loro distribuzione ed il confronto con la distribuzione normale si rimanda al capitolo A14 dell'appendice. Anche per l'analisi dei sottocampioni omogenei generati tramite il test di Quandt⁹ si rimanda il lettore all'appendice¹⁰.

⁶ Capitolo A3 dell'appendice.

⁷ Capitoli A5-A13 dell'appendice.

⁸ Per maggiori dettagli e per la visualizzazione del risultato del test di Hengle e Granger si rimanda al paragrafo A14.4 dell'appendice.

⁹ Capitolo A15 dell'appendice.

¹⁰ Capitoli A17-A19.

Grafico 12: Andamento e rendimento indice rappresentativo dell'attività immobiliare (FNERTR)

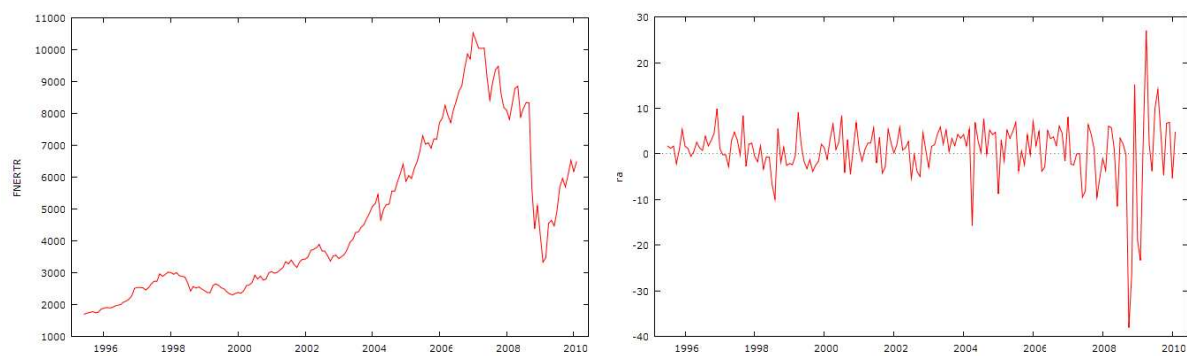


Grafico 13: Andamento e rendimento indice rappresentativo mercato azionario (SPX)

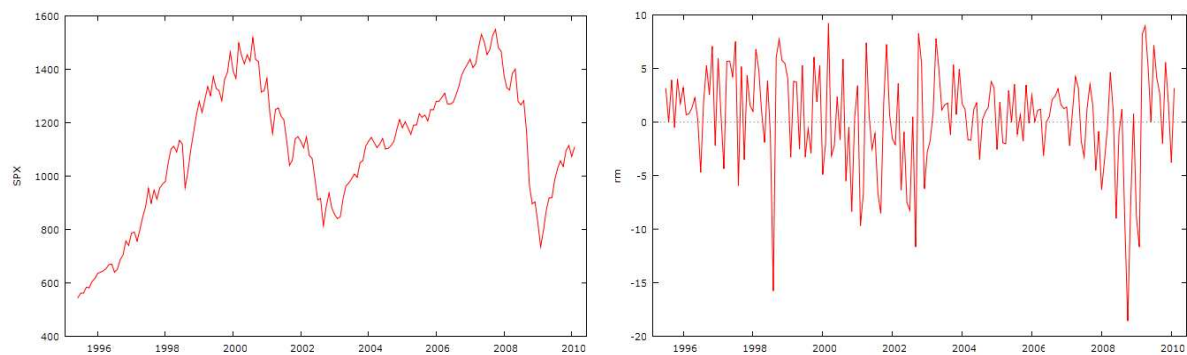


Grafico 14: Andamento e rendimento indice rappresentativo comparto small cap nel mercato americano (SML)

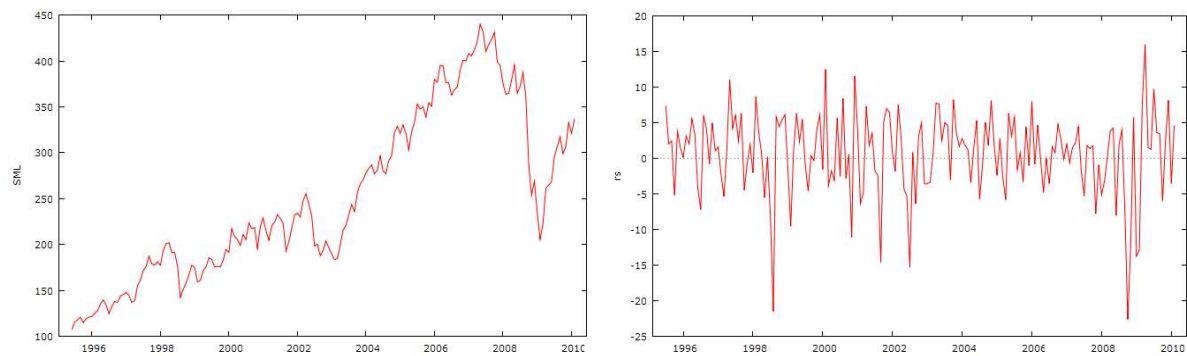


Grafico 15: Andamento e rendimento indice rappresentativo comparto titoli value del mercato americano (SPXPV)

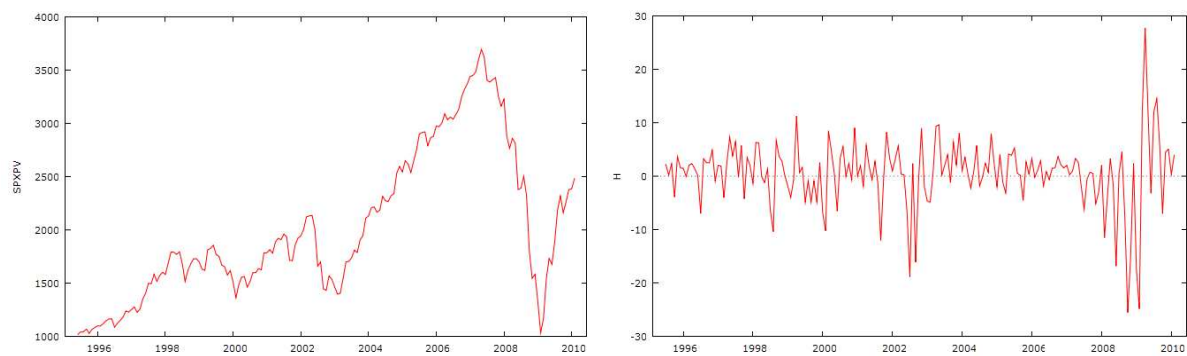


Grafico 16: Andamento e rendimento indice rappresentativo comparto titoli growth del mercato americano (SPXPG)

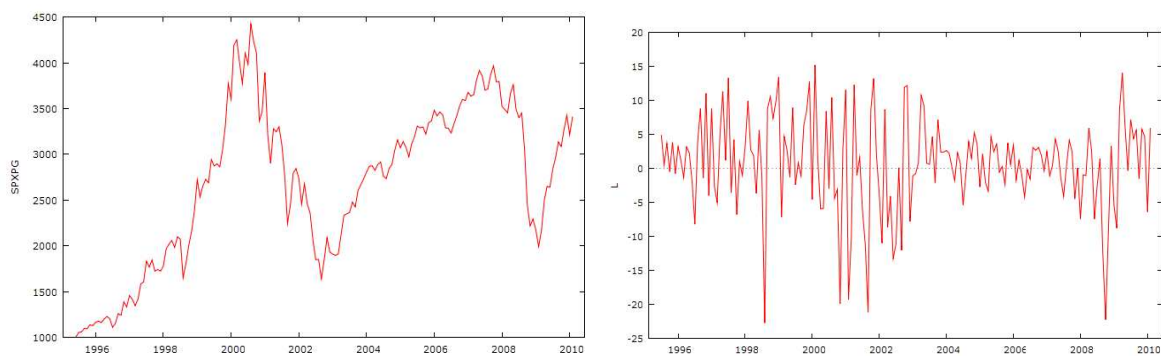


Grafico 17: Andamento tasso di interesse interbancario trimestrale (US0003M) e dell'inflazione annuale rilevata trimestralmente (CPI_YOY)

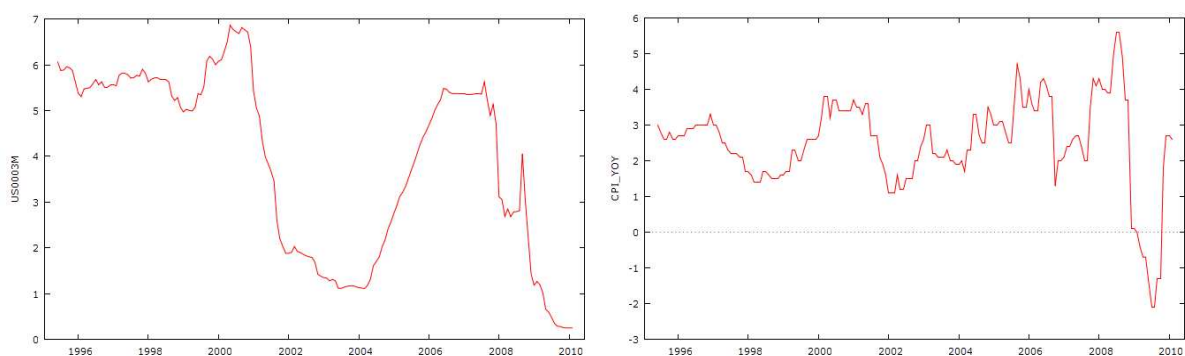


Grafico 18: Andamento tasso di interesse risk free



Gráfico 19: Andamento del premio per il rischio dell'attività immobiliare e dell'attività di mercato

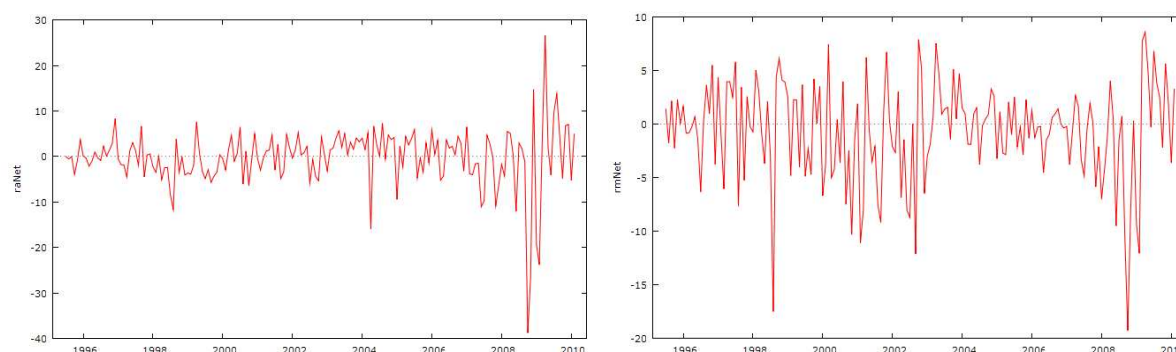
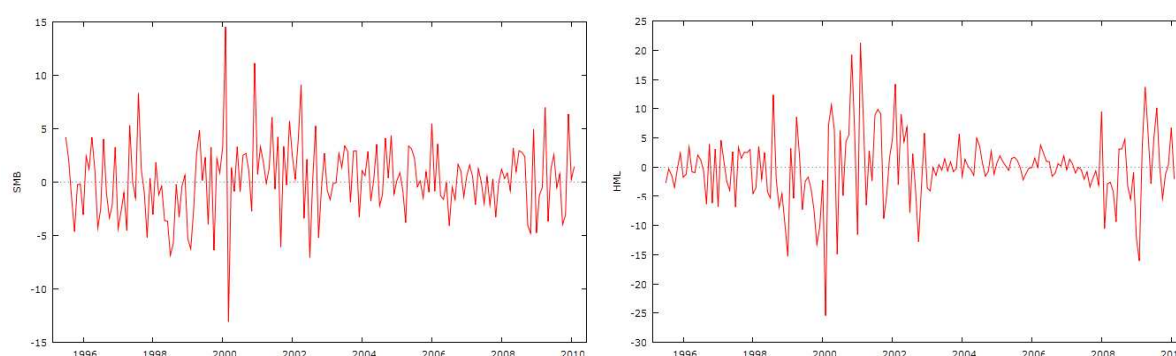


Gráfico 20: Andamento dei fattori SMB e HML per i dati mensili



4. Metodologia

Chiang, Lee e Wisen (2005) evidenziano nella loro ricerca che i risultati delle indagini sul beta dei titoli REIT risentono della natura dei dati e del modello di asset pricing utilizzato. Nel presente lavoro si cercherà di tener conto di questa criticità sia nella strutturazione della ricerca che nella successiva fase di verifica e confronto dei risultati.

Il modello scelto per descrivere il fenomeno è il modello a tre fattori di Fama e French che esprime il premio per il rischio dell'attività immobiliare in funzione del premio per il rischio di mercato, e di ulteriori due fattori che rappresentano la sensibilità dell'impresa al ciclo economico e a situazioni di crisi aziendale (dimensione dell'impresa e difficoltà aziendali) rappresentati dalla differenza tra il rendimento di un portafoglio di titoli small cap rispetto ad un portafoglio di titoli large cap (SMB) e dalla differenza tra il rendimento di un portafoglio di titoli value ed un portafoglio di titoli growth (HML)¹¹.

$$ra_t - rf_t = a + b * (rm_t - rf_t) + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Dall'analisi dei dati, ed in particolare dall'analisi rolling dell'andamento del Beta, si evidenzia il fatto che la relazione tra il premio per il rischio dell'attività immobiliare ed il

¹¹ Per una descrizione sintetica del modello si rimanda al paragrafo A2.1 dell'appendice.

premio per il rischio di mercato non è costante nel tempo e si è incrementata notevolmente negli ultimi anni in corrispondenza della crisi immobiliare.

Nella presente ricerca si è cercato di studiare il fenomeno utilizzando come proxy dell'andamento dell'attività immobiliare l'indice Nareit, prodotto dall'associazione Nareit¹² con cadenza mensile e giornaliera dal 31 dicembre 1998.

Come proxy dell'andamento del mercato è stato scelto l'indice Standard & Poor's 500 (S&P500) che, insieme all'indice New York Stock Exchange Price Index (NYSE), rappresenta la proxy maggiormente usata in letteratura per rappresentare l'andamento del mercato azionario americano.

Alcune ricerche, tra le quali lo studio sulla crisi asiatica di Kim Hiang Liow (2005), hanno proposto l'uso delle serie storiche degli indici Dow Jones come proxy degli andamenti dell'attività immobiliare e del mercato immobiliare. Tra gli indici Dow Jones sono disponibili serie storiche particolarmente lunghe anche per il mercato europeo e per il mercato globale che potrebbero essere utilizzati per un ulteriore studio del fenomeno.

Purtroppo non sono stati individuati degli indici rappresentativi dei titoli REIT nel mercato Italiano per cui lo studio del fenomeno nel nostro paese appare particolarmente complesso. Il problema della mancanza di un indice rappresentativo per comparto del Real Estate in Italia è stato analizzato da più autori tra cui Porzio e Sampagnaro (2005).

Poiché l'orizzonte temporale disponibile per l'analisi della crisi immobiliare, attualmente ancora in corso, è particolarmente breve si è cercato di studiare il fenomeno utilizzando sia delle serie storiche mensili (metodologia maggiormente usata in letteratura) che delle serie storiche giornaliere che consentono di ottenere un campione sufficientemente ampio per le analisi econometriche.

Serie storiche giornaliere sono state precedentemente utilizzate da Cotter e Stevenson (2006) che ritengono particolarmente utile una informazione più dettagliata, che tiene conto degli incrementi giornalieri del trading e della volatilità giornaliera degli asset anche a fronte di un maggiore "rumore" (noise). Questa impostazione del campione è stata ripresa anche da Bredin, O'Reilly e Stevenson (2007) nella loro analisi degli effetti dei cambiamenti imprevedibili della politica monetaria sul rendimento e la volatilità dei titoli REIT.

Sia dallo studio delle serie storiche giornaliere che da quello delle serie storiche mensili è emersa la presenza di break strutturali che sono stati individuati tramite il test del rapporto di verosimiglianza di Quandt. Tramite questo test sono stati individuati i break nella media condizionata e sono stati costruiti dei sottocampioni omogenei sia per il campione dei dati giornalieri¹³ che per quello dei dati mensili¹⁴.

L'analisi dei sottocampioni omogenei è stata affiancata all'analisi dei campioni completi che conferma la non costanza del beta tra il rendimento dell'attività immobiliare e il rendimento di mercato ed un suo notevole incremento in corrispondenza della crisi immobiliare tuttora in corso¹⁵ che sarà evidenziata nella parte relativa ai risultati. Per quanto riguarda la scelta del modello si farà riferimento al modello a tre fattori di Fama e French e si effettuerà la stima sia con il metodo della regressione lineare che con il metodo della massima verosimiglianza. Poiché le serie storiche, ed il residuo della regressione, sono normalmente eteroschedastiche e talvolta auto regressive, alla regressione effettuata tramite il metodo dei minimi quadrati, si affiancheranno dei modelli a media condizionata e a varianza condizionata.

¹² National Association of Real Estate Investment Trust. Per una descrizione dettagliata si rimanda al paragrafo A1.2 dell'appendice.

¹³ Si rimanda all'appendice A3 per la descrizione dettagliata della metodologia utilizzata nella costruzione dei sottocampioni e per il dettaglio e l'esito dei test.

¹⁴ Si rimanda all'appendice A15 per la descrizione dettagliata della metodologia utilizzata nella costruzione dei sottocampioni e per il dettaglio e l'esito dei test.

¹⁵ Per i dettagli Appendice si rimanda alle appendici A5-A13 per i dati giornalieri e A17-A19.

L'analisi rolling dell'andamento del beta, sia nello studio dei dati giornalieri che di quelli mensili, ha sconsigliato l'utilizzo dei modelli econometrici di tipo SWARCH individuati da Hamilton e Susmel (1994).

Tali modelli sono stati precedentemente utilizzati per l'analisi del fenomeno da Tsai, Chen e Sing (2007) per la loro capacità di suddividere l'intervallo di analisi in sottoperiodi contraddistinti da una volatilità omogenea.

Poichè l'andamento del beta, evidenziato nell'analisi rolling, non appare di tipo switch ma di tipo graduale, non saranno utilizzati nella presente ricerca i modelli di tipo SWARCH.

Dall'analisi dei dati del modello, e dei residui della regressione, emerge un cluster di volatilità nell'ultima parte della serie storica che lascia intuire un cambiamento strutturale almeno di questa componente e che nell'analisi dei campioni completi si cercherà di gestire tramite i modelli a varianza condizionata.

Nei casi in cui era presente una distribuzione asimmetrica dei rendimenti e dei residui della regressione effettuata tramite il metodo dei minimi quadrati, sono stati utilizzati dei modelli a varianza condizionata di tipo EGARCH e GJR_GARCH.

Tali modelli, precedentemente utilizzati da altri autori tra cui Kim Hiang Liow (2005), consentono di considerare anche l'effetto asimmetrico che hanno le "buone notizie" e le "cattive notizie" sui rendimenti stessi e sulla varianza condizionata di titoli.

Nella presente ricerca lo sviluppo di tali modelli non ha consentito un miglioramento della capacità interpretativa del fenomeno, per cui sono stati scelti modelli più semplici e parsimoniosi per la descrizione del fenomeno.

Nei casi in cui, dalla stima preliminare del modello OLS si evidenziano residui autocorrelati sarà effettuato, oltre al trattamento dell'eteroschedasticità tramite modelli a varianza condizionata di tipo Arch e Garch, anche il trattamento dell'autocorrelazione con dei modelli a media condizionata di tipo Arma.

L'analisi delle serie storiche mensili è stata inserita nella presente ricerca anche per agevolare il confronto con le ricerche precedenti sull'argomento citate nella bibliografia. Nell'interpretazione dei risultati ottenuti dallo studio del campione dei dati mensili si deve considerare la mancanza di correlazione tra le serie storiche che evidenzia una possibile regressione spuria.

5. Analisi dei Risultati

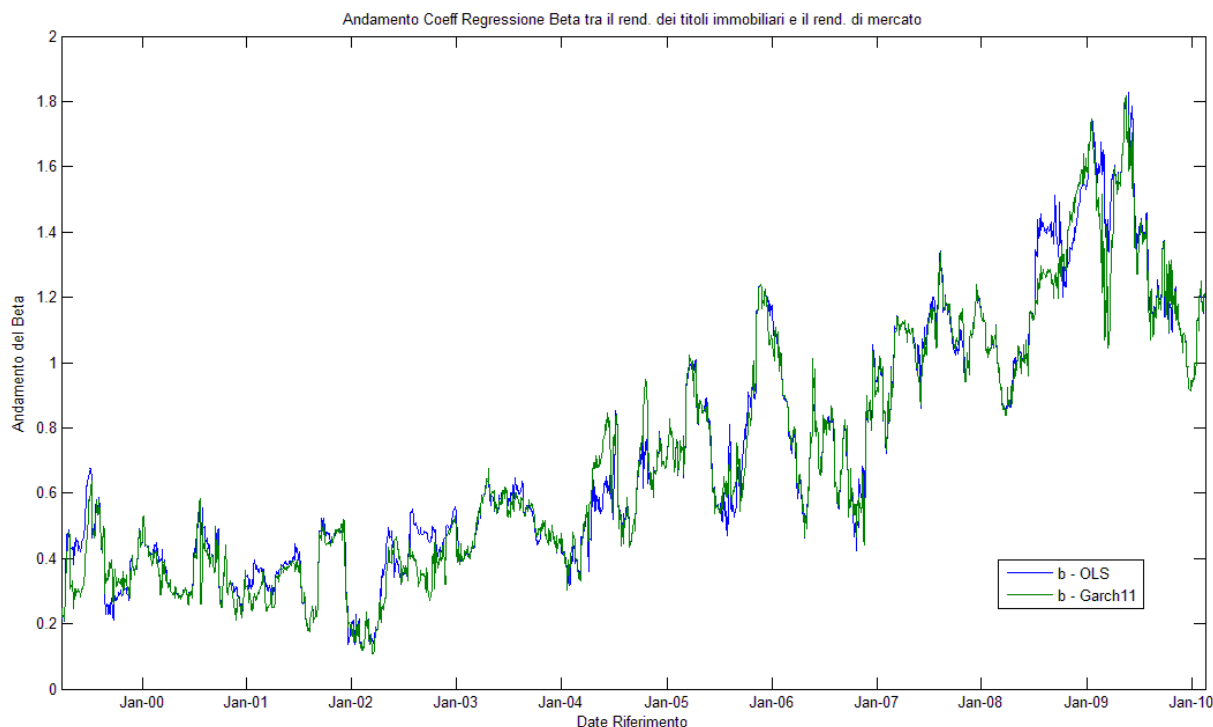
Come anticipato nella descrizione della metodologia sono stati analizzati sia un campione di dati giornalieri che un campione di dati mensili.

Saranno descritti prima i risultati ottenuti dall'analisi del campione dei dati giornalieri e successivamente quelli ottenuti dall'analisi dei dati mensili, che dovranno essere utilizzati con maggiore cautela a causa della mancanza di cointegrazione tra le serie storiche di input che potrebbe indicare la presenza di una regressione spuria.

Per ricostruire la relazione che lega il premio per il rischio delle attività immobiliari al premio per il rischio di mercato, e verificare la sua costanza nel caso in cui si utilizzi il modello a tre fattori di Fama e French per la rappresentazione del fenomeno, è stata effettuata una regressione rolling applicando una finestra di 60 giorni lavorativi (circa un trimestre) all'intero campione dei dati giornalieri.

La regressione è stata effettuata tramite la procedura Matlab sia utilizzando il metodo di stima dei minimi quadrati (OLS) che un modello a varianza condizionata (Garch11) che consente di tener conto dell'eteroschedasticità della distribuzione dei residui.

Grafico 21: Andamento del beta (coefficiente di regressione tra il premio per il rischio dell'attività immobiliare e quello di mercato) rolling

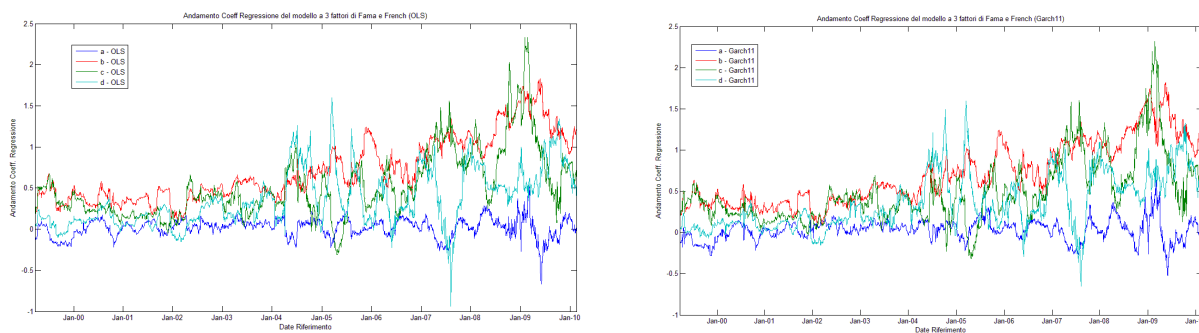


Come evidenziato dal grafico, l'andamento del beta non è costante ed aumenta notevolmente in corrispondenza della bolla immobiliare e dell'attuale crisi di mercato.

I titoli Reit sono pertanto passati da titoli conservativi, che proteggevano dalle variazioni del mercato (beta molto bassi anche in corrispondenza della crisi del 2001-2002), a titoli altamente speculativi che amplificano notevolmente le variazioni del premio per il rischio di mercato (beta pari a circa 1.8 in corrispondenza dell'attuale crisi di mercato).

Anche gli altri parametri del modello presentano un andamento non costante e variano notevolmente nell'ultimo periodo. Questo andamento del beta ha sconsigliato l'uso di modelli SwArch che presuppongono un andamento di tipo switch dei dati.

Grafico 22: Andamento dei coefficienti di regressione nel modello a tre fattori di Fama e French tramite la regressione OLS e un modello Garch11



Per la stima del modello nel campione completo dei dati giornalieri, si riporta la stima del modello Garch11 che risulta, tra i modelli analizzati nel capitolo A5 dell'appendice, il più efficace e parsimonioso tra i modelli a varianza condizionata considerati¹⁶.

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

in cui :

$$raNet_t = ra_t - rf_t \quad ; \quad rmNet_t = rm_t - rf_t$$

$$e_t = \sigma_t * z_t \quad ; \quad z_t = IIDN(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^1 (\beta_j * \sigma_{t-j}^2)$$

Tabella1: Stima del modello Best Fit sul campione completo dei dati giornalieri

Stima modello Garch11				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.0278400	0.0137407	2.026	0.0428 **
rmNet	0.589203	0.0177521	33.19	1.48e-241 ***
SMB	0.412764	0.0210658	19.59	1.74e-085 ***
HML	0.253160	0.0142596	17.75	1.62e-070 ***
alpha(0)	0.0130823	0.00293359	4.459	8.22e-06 ***
alpha(1)	0.103742	0.0133558	7.768	8.00e-015 ***
beta(1)	0.885655	0.0136340	64.96	0.0000 ***
Mean dependent var	-0.009464	S.D. dependent var	2.122854	
Log-likelihood	-3567.725	Akaike criterion	7151.450	
Schwarz criterion	7198.790	Hannan-Quinn	7168.555	
Unconditional error variance = 1.2338				
Likelihood ratio test for (G)ARCH terms:				
Chi-square(2) = 1817.14 [0]				

In appendice si riportano anche i risultati della stima dei modelli più avanzati, che considerano anche l'asimmetria della distribuzione (modelli EGarch e GJR-Garch) e ipotizzano un processo generatore dei dati distribuito secondo una distribuzione t di student. Si è preferito il modello Garch11 a questi modelli più complessi ed avanzati in quanto maggiormente parsimonioso a fronte di una capacità interpretativa del fenomeno equivalente. Dall'analisi dei residui emerge che, presumibilmente a causa della presenza dei break strutturali, il modello non riesce ad interpretare correttamente il fenomeno. I residui, infatti, sono auto correlati e fortemente eteroschedastici. L'autocorrelazione dei quadrati dei residui è molto alta e persistente e non migliora utilizzando modelli più avanzati.

¹⁶ Per ulteriori informazioni o maggiori dettagli si rimanda al capitolo A5 dell'appendice.

Grafico 23: Andamento dei residui e dei quadrati dei residui del modello Garch11 sul campione completo dei dati giornalieri

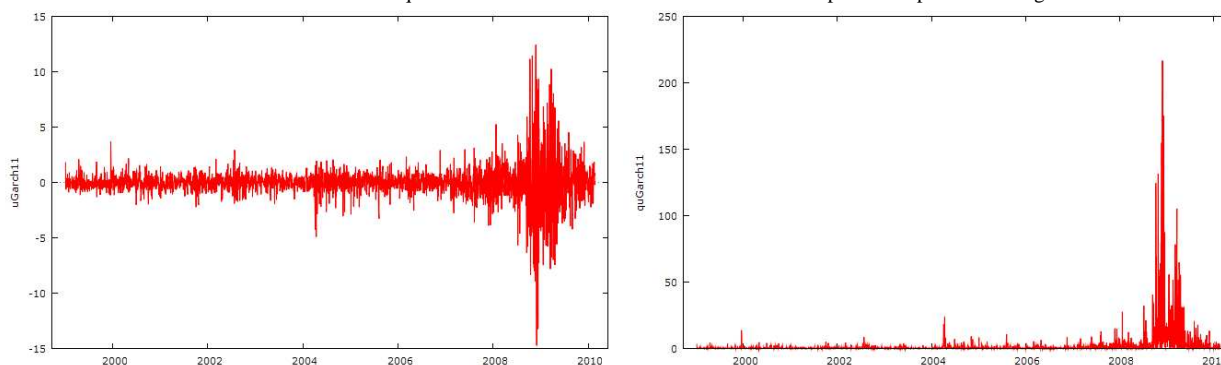


Grafico 24: Grafico Correlogramma dei residui e dei quadrati dei residui del modello Garch11 sul campione completo dei dati giornalieri

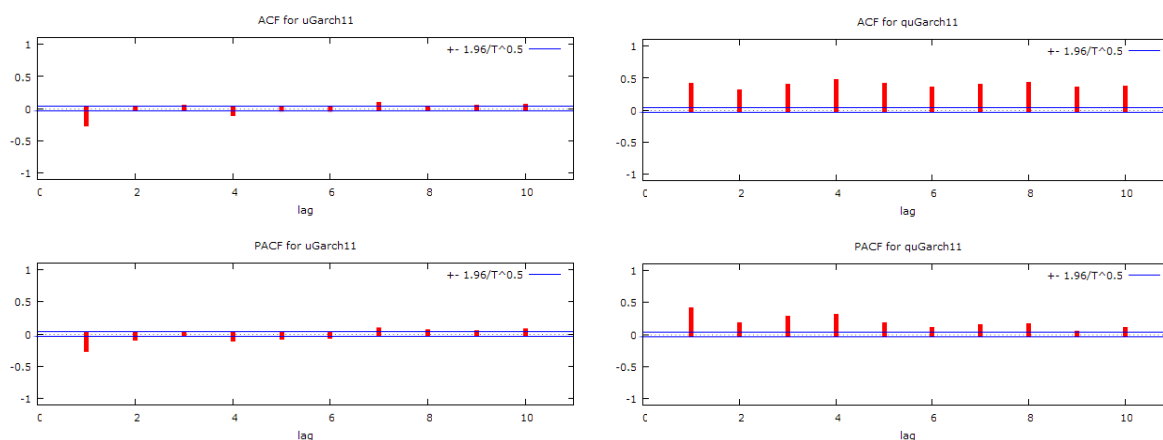


Tabella 2: Correlogramma dei residui e dei quadrati dei residui del modello Best Fit sul campione dei dati giornalieri

Funzione di autocorrelazione Residui						Funzione di autocorrelazione Quadrati Residui					
Autocorrelation function for uGarch11						Autocorrelation function for quGarch11					
LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]	LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.2342	***	-0.2342	***	150.6845 [0.000]	1	0.3835	***	0.3835	***	404.0838 [0.000]
2	-0.0040		-0.0622	***	150.7284 [0.000]	2	0.2826	***	0.1589	***	623.6596 [0.000]
3	0.0233		0.0082		152.2176 [0.000]	3	0.3679	***	0.2596	***	995.9287 [0.000]
4	-0.0768	***	-0.0737	***	168.4455 [0.000]	4	0.4431	***	0.2822	***	1536.0900 [0.000]
5	-0.0103		-0.0482	**	168.7393 [0.000]	5	0.3824	***	0.1558	***	1938.5104 [0.000]
6	-0.0124		-0.0335	*	169.1593 [0.000]	6	0.3241	***	0.0810	**	2227.7574 [0.000]
7	0.0718	***	0.0653	***	183.3588 [0.000]	7	0.3691	***	0.1235	***	2603.0411 [0.000]
8	0.0015		0.0305		183.3646 [0.000]	8	0.4102	***	0.1393	***	3066.5817 [0.000]
9	0.0177		0.0275		184.2285 [0.000]	9	0.3336	***	0.0284		3373.2578 [0.000]
10	0.0342	*	0.0446	**	187.4490 [0.000]	10	0.3466	***	0.0818	***	3704.3928 [0.000]

Presumibilmente, vista la forte persistenza e il fatto che la somma dei coefficienti del modello Garch è prossima ad uno, si otterrebbero dei vantaggi dall'utilizzo di un modello I-Garch (Integrated Garch) e FI-Garch (Fractional Integrated Garch) e Garch-M (Garch in Mean), attualmente ancora allo studio, che potrebbero rappresentare delle interessanti prospettive di ricerca¹⁷.

¹⁷ Per poter visualizzare l'analisi completa del campione, le analisi effettuate con i modelli più avanzati ed i risultati dei test si rimanda il lettore al capitolo A5 dell'appendice.

L'alta persistenza della volatilità emersa nell'analisi dei residui è presumibilmente indice della presenza di break strutturali, come analizzato da diversi autori tra cui Maekawa, Lee, Tokutsu e Tze Leung Lai e Haipenf Xing (2006), confermati dall'esito del test del rapporto di verosimiglianza di Quandt.

Per superare il problema della presenza dei break strutturali è stato suddiviso il campione in sottocampioni omogenei che non presentano al loro interno dei break strutturali significativi all'1%. Nella tabella seguente è riportato l'insieme dei sottocampioni generati dal campione completo dei dati giornalieri tramite il test di Quandt¹⁸.

Tabella 3: Divisione in sottocampioni del campione completo dei dati giornalieri

Partiz	Rilevazione Iniziale	Rilevazione Finale	Numero Rilevazioni
S1	4-Jan-99	18-Jan-02	846
S2	19-Jan-02	7-Apr-04	448
S3	8-Apr-04	5-Feb-07	696
S4	6-Feb-07	22-May-07	72
S5	23-May-07	5-Sep-07	72
S6	6-Sep-07	19-Dec-07	74
S7	20-Dec-07	14-Apr-08	76
S8	15-Apr-08	22-Feb-10	461

Per ciascun sottocampione è stata effettuata la stima della regressione sia tramite il metodo dei minimi quadrati che tramite il metodo della massima verosimiglianza (modelli a varianza condizionata e/o media condizionata ove necessari) ottenendo la conferma del fatto che i coefficienti di regressione non sono costanti nel tempo ed aumentano notevolmente in corrispondenza della bolla immobiliare negli USA e dell'attuale crisi finanziaria.

Si riporta di seguito molto sinteticamente il risultato della stima del modello di Fama e French nei sottocampioni omogenei rimandando all'appendice per le analisi più dettagliate e per la consultazione dell'esito dei test.

Tabella 4: Stima del modello nei sottocampioni omogenei giornalieri

Descrizione del Sottocampione e del modello utilizzato	Stima modello nel sottocampione di riferimento				
	Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Sottocampione S1 Dal 4 Gennaio 1999 al 18 Giugno 2002 Modello Best Fit Ar1-Arch1 Capitolo Appendice A6	AR(1)	0.19256	0.032214	5.9775	0.00000 ***
	Regress(1)	0.34281	0.016722	20.4998	0.00000 ***
	Regress(2)	0.23845	0.021485	11.0983	0.00000 ***
	Regress(3)	0.10291	0.010922	9.4218	0.00000 ***
	K	0.25371	0.0075433	33.6333	0.00000 ***
	ARCH(1)	0.16398	0.035595	4.6069	0.00000 ***
Sottocampione S2 Dal 19 Gennaio 2002 al 7 Aprile 2004 Modello Best Fit Ar1 Capitolo Appendice A7	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
	const	-0.150556	0.0354391	-4.248	2.15e-05 ***
	phi_1	0.212075	0.0477352	4.443	8.88e-06 ***
	rmNet	0.342050	0.0321320	10.65	1.84e-026 ***
	SMB	0.269263	0.0342704	7.857	3.93e-015 ***
	HML	0.131467	0.0197031	6.672	2.52e-011 ***

¹⁸ Per maggiori informazioni sulla costruzione dei sottocampioni e per poter visualizzare l'esito dei test si rimanda il lettore al capitolo A3 dell'appendice.

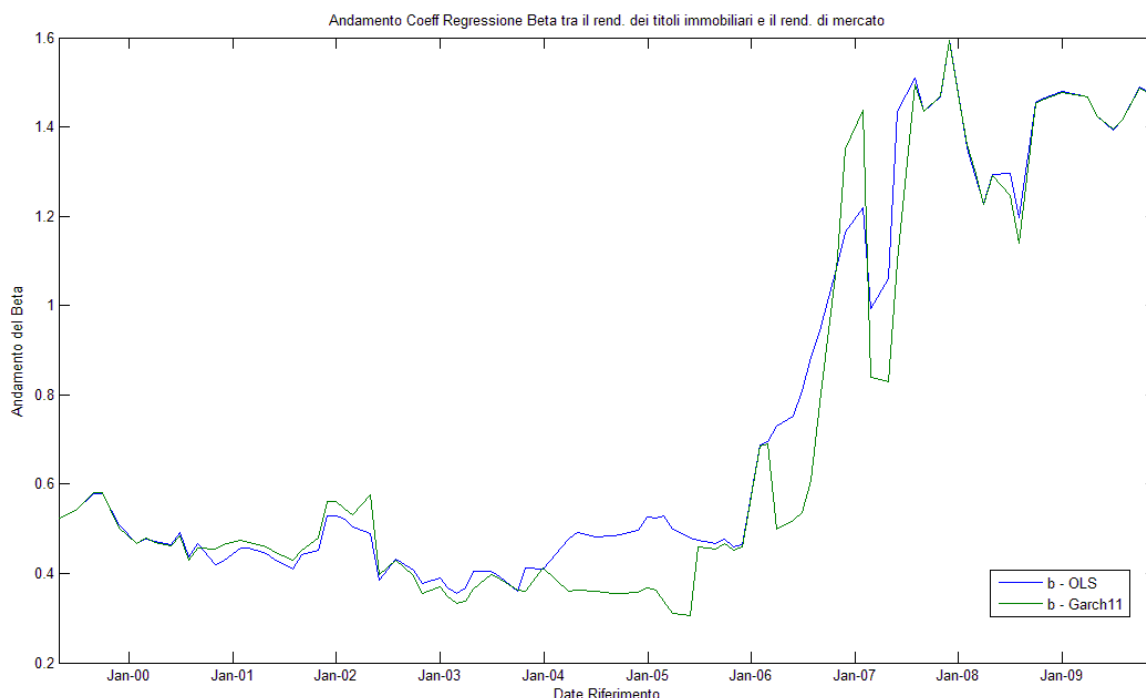
Descrizione del Sottocampione e del modello utilizzato	Stima modello nel sottocampione di riferimento				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
Sottocampione S3 Dall'8 aprile 2004 al 5 febbraio 2007 Modello Best Fit Arch1 Capitolo Appendice A8	rmNet	0.404831	0.0225358	17.96	1.63e-059 ***
	SMB	0.265888	0.0261701	10.16	1.07e-022 ***
	HML	0.147893	0.0149301	9.906	1.01e-021 ***
	alpha(0)	0.288441	0.0319465	9.029	1.70e-018 ***
	alpha(1)	0.121032	0.0375239	3.225	0.0013 ***
Sottocampione S4 Dal 6 Febbraio 2007 Al 22 Maggio 2007 Modello Best Fit OLS Capitolo Appendice A9	rmNet	0.438034	0.0761338	5.753	2.20e-07 ***
	SMB	0.482454	0.0856642	5.632	3.57e-07 ***
	HML	0.213704	0.0504168	4.239	6.84e-05 ***
Sottocampione S5 Dal 23 Maggio 2007 al 5 Settembre 2007 Modello Best Fit OLS Capitolo Appendice A10	rmNet	0.438034	0.0761338	5.753	2.20e-07 ***
	SMB	0.482454	0.0856642	5.632	3.57e-07 ***
	HML	0.213704	0.0504168	4.239	6.84e-05 ***
Sottocampione S6 Dal 6 Settembre 2007 Al 19 Dicembre 2007 Modello Best Fit OLS Capitolo Appendice A11	rmNet	0.433915	0.0745727	5.819	1.57e-07 ***
	SMB	0.471250	0.0828102	5.691	2.64e-07 ***
	HML	0.212165	0.0495916	4.278	5.78e-05 ***
Sottocampione S7 Dal 20 Dicembre 2007 Al 14 Aprile 2008 Modello Best Fit OLS Capitolo Appendice A12	rmNet	0.429225	0.0745998	5.754	1.91e-07 ***
	SMB	0.455339	0.0824579	5.522	4.88e-07 ***
	HML	0.204463	0.0493438	4.144	9.09e-05 ***
Sottocampione S8 Dal 15 Aprile 2008 Al 22 Febbraio 2010 Modello Best Fit Ar1 Capitolo Appendice A13	const	-0.155055	0.0346629	-4.473	7.70e-06 ***
	phi_1	0.210981	0.0468037	4.508	6.55e-06 ***
	rmNet	0.336680	0.0312523	10.77	4.62e-027 ***
	SMB	0.262437	0.0329986	7.953	1.82e-015 ***
	HML	0.126027	0.0192884	6.534	6.41e-011 ***

Anche l'analisi dei sottocampioni omogenei conferma il cambiamento del beta nel tempo anche se meno accentuato rispetto al cambiamento evidenziato dall'analisi rolling¹⁹.

Anche l'analisi del campione mensile conferma la variazione del beta tra il rendimento dell'attività immobiliare ed il rendimento di mercato, anche nel caso in cui si utilizzi il modello a tre fattori di Fama e French, evidenziando un aumento del beta in corrispondenza della parte finale del campione coincidente alla crisi immobiliare ancora in corso. Si riporta nel grafico seguente l'analisi rolling del coefficiente di regressione tra il premio per il rischio dell'attività immobiliare e il premio per il rischio di mercato (il beta) nel modello a tre fattori di Fama e French. Nel grafico seguente si può agevolmente evidenziare che il beta non è costante nel tempo ed aumenta notevolmente nell'ultimo periodo in corrispondenza della bolla del mercato immobiliare americano e della crisi conseguente ed ancora in atto.

¹⁹ Per l'analisi dettagliata della stima dei modelli nei sottocampioni, per l'analisi dei residui e l'esito dei test sui vari modelli si rimanda il lettore ai capitoli A6-A13 dell'appendice.

Gráfico 25: Andamento del beta (coefficiente di regressione tra il premio per il rischio dell'attività immobiliare e quello di mercato) rolling

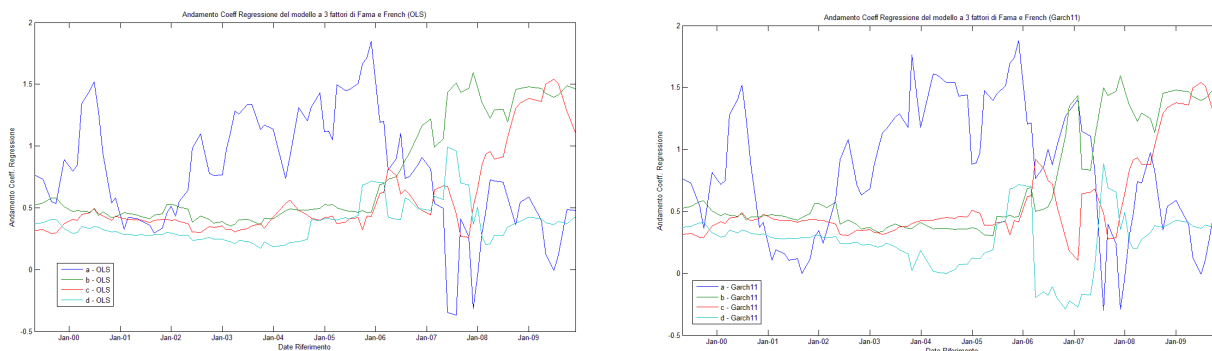


Anche in questo caso si può concludere che i titoli Reit sono passati da titoli fondamentalmente conservativi, che riflettevano solamente una parte delle variazioni del rendimento di mercato, a titoli altamente speculativi che amplificano le variazioni di rendimento di mercato.

Anche gli altri parametri del modello presentano un andamento non costante e variano notevolmente nell'ultimo periodo. Per il campione dei dati mensili, come precedentemente evidenziato per il campione dei dati giornalieri, l'andamento progressivo del beta ha sconsigliato l'uso di modello SwArch che presuppone un andamento di tipo switch dei dati²⁰.

Le conclusioni ottenute dall'analisi rolling sul campione mensile sono coerenti con i risultati ottenuti dallo studio del campione giornaliero dei dati ma devono essere trattate con maggiore cautela a causa della mancanza di correlazione tra le serie storiche utilizzate come input del modello che potrebbe indicare la presenza di una regressione spuria.

Gráfico 26: Andamento dei coefficienti di regressione nel modello di Fama e French tramite la regressione OLS e un modello Garch11



²⁰ Per ulteriori analisi e maggiori dettagli si rimanda al capitolo A16 dell'appendice.

Per il campione completo dei dati mensili si riporta la stima del modello Arch1 calcolato considerando una distribuzione del processo generatore dei dati di tipo t di student che risulta, tra i modelli analizzati nel capitolo A17 dell'appendice, il più efficace e parsimonioso tra i modelli a varianza condizionata considerati.

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

in cui :

$$raNet_t = ra_t - rf_t \quad ; \quad rmNet_t = rm_t - rf_t$$

$$e_t = \sigma_t * z_t \quad ; \quad z_t = IIDN(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

Tabella 5: Stima del modello Best Fit sul campione dei dati mensili

Stima modello Arch1 - t di student				
Mean: ARMAX(0,0,3); Variance: GARCH(0,1)				
Conditional Probability Distribution: T				
Number of Model Parameters Estimated: 6				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.8083	0.042835	18.8700	0.00000 ***
Regress(2)	0.49551	0.060017	8.2562	0.00000 ***
Regress(3)	0.42346	0.032188	13.1561	0.00000 ***
K	5	0.92545	5.4028	0.00000 ***
ARCH(1)	0.89254	0.23822	3.7467	0.00009 ***
DoF	8.09	4.1403	1.9540	0.02535 **
LLF =	-487.4445			
AIC =	976.8890			
BIC =	980.0594			

Dall'analisi dei residui emerge che, presumibilmente a causa della presenza del break strutturale, il modello non riesce ad interpretare correttamente il fenomeno. I residui, infatti, sono eteroschedastici anche se l'autocorrelazione dei quadrati dei residui è più bassa e molto meno persistente di quella evidenziata dai residui del modello sul campione complessivo dei dati giornalieri.

Grafico 27: Andamento dei residui e dei quadrati dei residui del modello Arch1 con distribuzione del processo generatore dei dati t di student

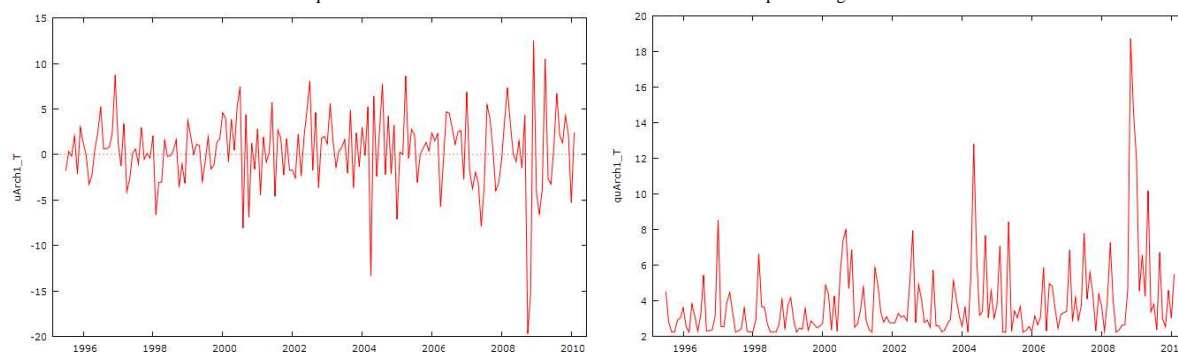


Gráfico 28: Gráfico dei correlogrammi dei residui e dei quadrati dei residui del modello Arch1 (dist Student-t) sul campione dei dati mensili

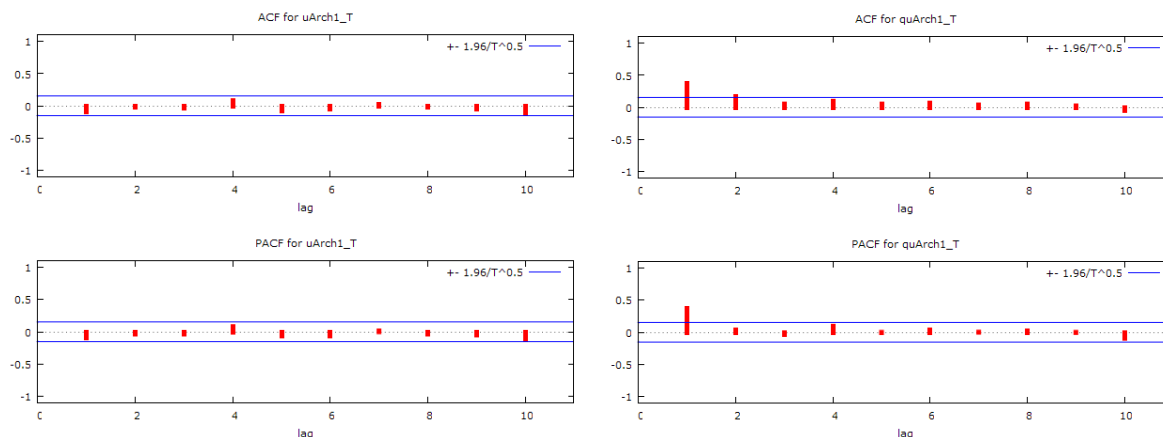


Tabella 6: Correlogrammi dei residui e dei quadrati dei residui della stima del modello sul campione dei dati mensili

Funzione di autocorrelazione Residui				Funzione di autocorrelazione Quadrati Residui			
Autocorrelation function for uArch1_T				Autocorrelation function for quArch1_T			
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]	LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0.0935	-0.0935	1.5652 [0.211]	1	0.3787 ***	0.3787 ***	25.6686 [0.000]
2	-0.0251	-0.0341	1.6785 [0.432]	2	0.1750 **	0.0369	31.1841 [0.000]
3	-0.0349	-0.0409	1.8989 [0.594]	3	0.0513	-0.0309	31.6615 [0.000]
4	0.0871	0.0799	3.2822 [0.512]	4	0.0942	0.0921	33.2784 [0.000]
5	-0.0814	-0.0690	4.4963 [0.480]	5	0.0545	-0.0071	33.8227 [0.000]
6	-0.0541	-0.0654	5.0357 [0.539]	6	0.0691	0.0405	34.7023 [0.000]
7	0.0246	0.0151	5.1482 [0.642]	7	0.0409	0.0032	35.0117 [0.000]
8	-0.0162	-0.0286	5.1974 [0.736]	8	0.0534	0.0275	35.5439 [0.000]
9	-0.0501	-0.0464	5.6682 [0.773]	9	0.0266	-0.0055	35.6768 [0.000]
10	-0.1160	-0.1249 *	8.2096 [0.608]	10	-0.0531	-0.0875	36.2092 [0.000]

La distribuzione dei residui è ancora eteroschedastica presumibilmente per la presenza di un break strutturale individuato tramite il test di Quandt²¹. Il campione completo dei dati mensili sarà suddiviso in due sottocampioni che non presentano al loro interno dei break strutturali e costituiranno l'insieme dei sottocampioni.

Tabella 7: Divisione in sottocampioni omogenei del campione dei dati mensili

Sigla	Rilevazione iniziale	Rilevazione Finale	Data di Break	Num. Rilevazioni
CT	1995:07	2010:02	2006:10	176
S1	1995:07	2006:09	0	135
S2	2006:10	2010:02	0	41

Per ciascun sottocampione è stata effettuata la stima della regressione sia tramite il metodo dei minimi quadrati (modello OLS) sia tramite il metodo della massima verosimiglianza (Modello Ar1 nel campione completo) ottenendo la conferma che i coefficienti di regressione non sono costanti nel tempo ed aumentano notevolmente in corrispondenza della bolla immobiliare negli USA e dell'attuale crisi finanziaria.

²¹ Per maggiori dettagli e per poter vedere l'esito dei test si rimanda il lettore al capitolo A15 dell'appendice.

Si riporta di seguito, in modo molto sintetico, il risultato della stima del modello di Fama e French nei sottocampioni omogenei rimandando all'appendice per analisi più dettagliate e per la consultazione dell'esito dei test e degli andamenti dei residui.

Tabella 8: Stima del modello nei sottocampioni omogenei dei dati mensili

Descrizione del Sottocampione e del modello utilizzato	Stima modello nel sottocampione di riferimento				
	Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Sottocampione CT (Completo) Da 1995:07 a 2010:02 Modello Best Fit Arl (Dist sott t di Student) Capitolo Appendice A16	Regress(1)	0.8083	0.042835	18.8700	0.00000 ***
	Regress(2)	0.49551	0.060017	8.2562	0.00000 ***
	Regress(3)	0.42346	0.032188	13.1561	0.00000 ***
	K	5	0.92545	5.4028	0.00000 ***
	ARCH(1)	0.89254	0.23822	3.7467	0.00009 ***
	DoF	8.09	4.1403	1.9540	0.02535 **
Sottocampione S1 Da 1995:07 a 2006:09 Modello Best Fit OLS Capitolo Appendice A17		coefficient	std. error	t-ratio	p-value
	rmNet	0.499988	0.0730765	6.842	2.65e-010 ***
	SMB	0.406234	0.0762521	5.328	4.17e-07 ***
	HML	0.273552	0.0514684	5.315	4.42e-07 ***
Sottocampione S2 Da 2006:10 a 2010:02 Modello Best Fit OLS Capitolo Appendice A18		coefficient	std. error	t-ratio	p-value
	rmNet	1.32406	0.139046	9.522	1.31e-011 ***
	SMB	1.45528	0.281036	5.178	7.60e-06 ***
	HML	0.285362	0.145880	1.956	0.0578 *

Nei due sottocampioni il beta tra il premio per il rischio dell'attività immobiliare e quello dell'attività di mercato cambia nettamente.

In corrispondenza della crisi attuale il beta aumenta nettamente da un valore sufficientemente conservativo (0.5) ad un valore altamente speculativo (1.32).

7. Conclusioni

Considerate le peculiarità dell'attuale momento storico, caratterizzato da una volatilità particolarmente elevata e persistente, e da una crisi finanziaria innescata dalla contrazione del settore immobiliare negli Stati Uniti, si sta cercando di analizzare l'eventuale presenza di una variazione del rischio sistematico dei titoli del comparto immobiliare negli USA.

I risultati proposti evidenziano una variazione significativa del beta tra il premio al rischio dell'attività immobiliare ed il premio al rischio di mercato e la presumibile presenza di un cambiamento strutturale, confermata sia dall'analisi dei dati giornalieri che da quella dei dati mensili. Per analizzare il fenomeno è stata effettuata inizialmente una analisi rolling che ha evidenziato un andamento non costante dei coefficienti di regressione del modello di analisi di portafoglio a tre fattori di Fama e French e, soprattutto, un andamento non costante del beta tra il premio al rischio dell'attività immobiliare e quello di mercato che contrasta con la precedente analisi di Chiang, Lee e Wisien (2004) e conferma l'asimmetria del beta individuata precedentemente da Sagalin (1990) e da Chatran, Liang e MacIntosh (2000).

La non costanza del beta è stata confermata dall'analisi dei sottocampioni omogenei ottenuti individuando tramite il test di Quandt i punti di break strutturale.

Anche in questo caso il beta tra il rendimento dei titoli immobiliari e il rendimento di mercato cambia ed aumenta notevolmente in corrispondenza della crisi attuale innescata proprio dall'esplosione della bolla immobiliare negli USA.

La variazione del beta è confermata sia nello studio del campione dei dati giornalieri che in quello dei dati mensili, anche se per questi ultimi si deve usare una maggiore cautela nell'interpretazione dei risultati in quanto potrebbero derivare da una regressione spuria.

Visto l'esito positivo della ricerca ulteriori sviluppi potrebbero essere individuati nell'utilizzo di modelli I-Garch (Integrated Garch) e FI-Garch (Fractional Integrated Garch) e Garch-M (Garch in Mean) che consentirebbero una migliore gestione della persistenza della volatilità nel campione completo ed in alcuni sottocampioni dei dati giornalieri.

Una ulteriore prospettiva di ricerca potrebbe interessare l'allargamento dell'indagine dal mercato Americano al mercato globale e al mercato europeo utilizzando gli indici Dow Jones che presentano serie storiche sufficientemente lunghe analoghe a quelle fornite dall'associazione Standard & Poor's e Nareit per il mercato americano. Purtroppo per il mercato Italiano non sono ancora disponibili serie storiche sufficientemente lunghe e frequenti dei Reit o, in generale, dei titoli del comparto immobiliare.

Una ulteriore prospettiva di ricerca, e possibile applicazione della presente, potrebbe riguardare l'individuazione di una quota ottima del Real Estate nel portafoglio. I risultati di questa ricerca potrebbero essere confrontati con delle ricerche precedenti, alcune citate nella bibliografia, ma devono tener conto del problema della rappresentatività di questi indici e dei limiti metodologici legati all'utilizzo dell'approccio media-varianza con gli investimenti immobiliari diretti descritti da molti autori tra i quali Porzio e Sampagnano (2005).

7. Bibliografia

- Doug, Waggle, Pankaj, Agraval (2006)**; “ThenStock-Reit Relationship and Optimal Asset Allocation”; *Journal of Real Estate Portfolio Management*, September-December
- Hudson-Wilson, Fabozzi, Gordon (2003)**; “Why Real Estate? An Expanding Role for Institutional Investors”, *Journal of Portfolio Management*
- Kallberg, Liu, Greig (1996)**; “The Role of Real Estate in the Portfolio Allocation Process”, *Real Estate Economics*
- Hoesli, Lekander, Witkiewicz (2004)**; “International Evidence on Real Estate as a Portfolio Diversifier”, *Journal of Real Estate Reserch*
- Glascok, Lu, So (2002)**; “Reit Reutrtn and Inflation: Perverse or Reverse Casuality Effects?”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*
- Ewing, Payne (2005)**; “The Response of Real Estate Investment Trust returns to Macroeconomic Shock”, *Journal of Business Research*
- Fang, Wang, Nguyen (2008)**; “Is Real Estate Really an Inflation Hedge? Evidence from Taiwan”, *Asian Economic Journal*
- Bredin, O’Reilly and Stevenson (2007)**; “Monetary Shocks and Reit Returns”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, October
- Najand, Lin, Fitzgerald (2006)**; “The Conditional CAPM and Time Varing Risk Premium for Equity REITs”, *Journal of Real Estate Portfolio Management*
- Sagalyn (1990)**; “Real Estate Risk and the Business Cycle: Evidence from Security Markets”, *Journal of Real Estate Research*
- Benjamin, Sirmans, Zietz (2001)**; “Return and Risk on Real Estate and Other Investments: More Evidence”, *Journal of Real Estate Portfolio Management*
- Feldman (2003)**; “Investment Policy for Securitized and Direct Real Estate: Correcting for Liquidity”, *Journal of Portfolio Management*
- Chiang, Lee, Wisen (2004)**; “Another Look at the Asymmetric REIT-Beta Puzzle”, *Journal of Real Estate Research*
- Chiang, Lee, Wisien (2005)**; “On the Time-Series Properties of Real Estate Investment Trust Beta”, *Real Estate Economics*
- Fama, French (1992)**; “The Cross-Section of Expected Stock Returns”, *The Journal of Finance*, vol 47
- Fama, French (1993)**; “Common Risk Factors in the Return on Stock and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, Vol 33
- Fama, French (1995)**; “Size and Book to Market Factors in Earnings and Returns”, *Journal of Finance*, vol 50
- Fama, French (1996)**; “Multifactor Explanation of Asset Pricing Anomalies”, *Journa of Finance*, vol 51
- Fama, French (1998)**; “Value versus Growth: The International Evidence”, *Journal of Finance*, Vol 53
- Fama, French (2004)**; “The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence”, *Journal of Economic Respectives*, vol 18
- Chatrath, Liang, McIntosh (2000)**; “The Asymmetric REIT-Beta Puzzle”, *Journal of Real Estate Portfolio Management* April-June
- Li, Wang (1995)**; “The Predictability of Reit Returns and Market Segmentation”, *Journal of Real Estate Research*
- Nelling, Gyourko (1998)**; “The Predictability of Equity REIT Returns”, *Journal of Real Estate Research*
- Howe, Shilling (1990)**; “REIT Advisor Performance”, *American Real Estate and Urban Economics*

Association Journal

GlascocK, Hughes (1995); “NAREIT Identified Exchange Listed REITs and Their Performance Characteristics: 1972 – 1991”, *Journal of Real Estate Literature*

GlascocK, Michayluk, Neuhauser (2004); “The Riskness of REIT Surrounding the October 1997 Stock Market Decline”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*

Jagannathan, Wang (1996); “The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns”, *Journal of Finance*

Glosten, Jagannathan, Runkle (1993); “On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Staff Report:157* ,

Cotter, Stevenson (2007); “Uncovering Volatility Dynamics in Daily REIT Returns”, *Journal of Real Estate Portfolio Management*

Cotter, Stevenson (2006); “Multivariate Modeling of Daily Reit Volatility”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*

GlascocK, Lu, So (2002); “Reit Returns and Inflation: Perverse or Reverse Casualty Effects?”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*

GlascocK, Michayluk, Neuhausser (2004); “The Riskness of REITs Surrounding the October 1997 Stock Market Decline”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*

Chiang, Lee (2002); “REITS in the decentralized investment industry”, *Journal of Property Investment and Finance*

Black (1976); “Rational Response to Stocks in a DynamicModel of Capital Asset Pricing”, *America Economic Review*

Christie (1982); “The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects”, *Journal of Financial Economics*

Sharpe (1964); “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Construction of Risk”, *Journal of Finance*

Devaney (2001), “Time Varing Risk Premia for Real Estate Investment Trusts: A GARCH-M Model”, *Quarterly Review of Economics and Finance*

Brown, Ong (2001); “Estimation Serial Cross-Correlation in Real Estate Returns”, *Managerial and Decision Economics*, October November

Coleman, Mansour (2005); “Real Estate in the Real World: Dealing with Non-Normality and Risk in an Asset Allocation Model”, *Journal of Real Estate Portfolio Management*

Timmermann, Granger (2004); “Efficient Market Hypotesis and Forecasting”, *International Journal of Forecasting*

LeRoy (1989); “Efficient Capital Markets and Martingales”, *Journal of Economic Literature*

Serrano, Hoesly (2007); “Forecasting EREIT Returns”, *Hournal of Real Estate Portfolio Management*

Fogler, Granito, Smith (1985); “A Theoretical Analysis of Real Estate Returns”, *Journal of Finance*

Iwatsubo (2005); “Bank capital shocks and portfolio risk: Evidence from Japan”, *Japan and the World Economy*

Engle (1993), “Measuring and Testing the impact of News on Volatility”, *Journal of Finance*

Friedman (1971); “Real Estate Investment and Portfolio Theory”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*

Hamilton, Susmel (1994); “Autoregressive Conditional Heterosckedasticity and Changes in Regime”, *Journal of Econometrics*

Tsai, Chen, Sing (2007); “New Evidence for the Asymmetric REIT-Beta Puzzle”, SSRN Dicembre

Kim Hiang Liow (2005), “Real Estate return Volatility and Systematic Risk: Evidence from International Markets”, SSRN January

Cristopher C. Finger (2007), “A subprimer on risk”, Risk Metrics Analysis August

Ivan Jaccard (2007); “House Price, Real Estate Returns and the Business Cycle”, SSRN April

William N. Goetzman, Davi Dhar (2005); “Istitutional Perspective on Real Estate Investing: The Role of Risk and Uncertainty”, SSRN August

Mila Getmansky, Andrew W. Lo, Igor Makarov (2003); “An Econometric Model of Serial Correlation and Illiquidity in Hedge Found Returns”, SSRN March

Foort Hamelink, Martin Hoesli (2002); “What factor determine International Real Estate Security Returns?”, SSRN July

Colin Lizieri, Charles Ward (2000); “Commercial Real Estate Return Distributions. A Review of Litterature and Empirical Evidence”, SSRN January

Bradfor Case, William Goetzmann, K. Geert Rouwenhorst (1999); “Global Real Estate Market: Cycles and Fundamentals”, SSRN March

Terence C. Mills, Raphael N. Markellos (2008); “The Econometric Modelling of Financial Time Series”, Cambridge (third edition)

James D. Hamilton (1994); “Time Series Analysis”, Princeton

John Y. Campbell, Andrew W. LO, A. Craig Mackinlay (1997); “The Econometrics of Financial Markets”, Princeton

Claudio Porzio, Gabriele Sampagnaro (2005); “Real Estate Investments: The Case of Italian Market”, ”, in AA VV, “New drivers of performance in a changing financial world”, Palgrave MacMillan Edition

Claudio Porzio, Gabriele Sampagnaro (2007); “L’investimento immobiliare. Valutazione, rendimenti, asset allocation”, Bancaria Editrice 2007

Sampagnano (2005): “Investimenti alternativi : il caso del Real Estate”, in Basile I. e Porzio C. (a cura di), Gli investimenti alternativi: asset allocation, strategie di gestione, valutazione delle performance, Ricerca Newfin n.94, Università Bocconi, 2005.

Sampagnano (2003): “La gestione attiva del portafoglio: il processo di selezione del portafoglio ottimo”, Analisi Finanziaria.

Paolo Brandimarte (2006); “Numerical Methods in Finance and Economics: A Matlab-Based introduction”, Wiley Interscience (second Edition)

Naldi Giovanni, Pareschi Lorenzo (2007); “Matlab Concetti e Progetti”, Apogeo (seconda edizione).

Patrick L. Anderson (2005); “Business Economics and Finanza with MATLAB, GIS, and Silulation Models”, Taylor & Frensis

Georgios Maris (2009); “Application of the Fama and French Three-Factor-Model to the Greek Stock Market”, *Working Paper*

Robert Faff (2001); “An Examination of the Fama e French Three Factor Model Using Commercially Avaible Factor”, *Australian Journal of Management*, vol 26

Da Huang, Handeng Wang, Qiwei Yao (2008); “Estimating Garch models: when to use what?”, *Econometrics Journal*, vol 11

Perron (2005); “Dealing with Structural Breaks”, *Palgrave Handbook of Econometrics*, vol 1

Altissimo, Corradi (2003); “Strong Rules for detecting the number of Breaks in a time series”, *Journal of Econometrics*, vol 117

Beyer, Haung, Dewald (2009); “Structural Breaks, cointegration nd the Fischer Effect”, working paper series

Hamilton (1989); “A New Approach to the economic analysis of non stationary time series and the business cycle”, *Econometrica*, vol 57
Hamilton, Susmel (1994); “Autoregressive conditional heteroschedasticity and changes in regime”, *Journal of Econometrics*
Zeileis, Kleiberg, Krämer (2003); “Testing and Dating of Structural changes in practice”, *Computational & Data Analysis*, vol 44
Bai, Perron (1998); “Estimating and Testing linear models with multiple structural changes”, *Econometrica*, vol 66
Bai (1999); “Likelihood ratio test for multiple structural changes”, *Journal of econometrics*
Tze Leung Lai, Haipenf Xing (2006); “Structural Changes as an alternative to long memory in financial time series”, *Econometric Analysis of financial Time Series / Part B Advances in econometrics*, Vol 20
Herra, Pesavento (2004); “The Decline in US Output Volatility: Structural Changes and Inventory Investment”
Sensier, Van Dijk (2004); “Testing for Volatility changes in U.S. Macroeconomic Time Series”, *The Review of Economics and Statistics*
Maekawa, Lee, Tokutsu (); “A Note on Volatility Persistence and Structural Changes in Garch Models”

Materiale bibliografico disponibile nel sito www.mathworks.it nella sezione Technical Literature

http://www.mathworks.it/applications/fin_modeling/technicalliterature.html

Siti Internet

www.reit.com

www.djindexes.com

www.mathworks.it

www.ssrn.com

www.standardandpoors.com

Appendice1: Glossario dei termini

A1.1 REITs - Real Estate Investment Trusts

Un Reit (Real Estate Investment Trust) è un fondo comune immobiliare chiuso americano.

Le sue caratteristiche sono definite dalla disciplina fiscale USA che impone una struttura societaria organizzata in forma di fondo comune chiuso (trust) o di società per azioni (corporation) avente a oggetto esclusivo l'investimento collettivo in attività o in finanziamenti immobiliari del patrimonio raccolto presso il pubblico mediante l'offerta di proprie quote o azioni di partecipazione.

I Reit sono stati creati nel 1960 per agevolare gli investimenti in larga scala nel comparto immobiliare e per consentire l'investimento immobiliare anche ai piccoli investitori ed hanno avuto un notevole incremento grazie alle agevolazioni fiscali introdotte con il tax reform act nel 1986.

I REIT rappresentano un importante segmento dell'Economia e degli investimenti di mercato negli USA. La loro capitalizzazione negli USA è passata da 90 Milioni di dollari a circa 200 Milioni di dollari negli ultimi 10 anni e si sta imponendo come tipo di investimento anche negli altri paesi²².

I Reit sono normalmente raggruppati in tre macro categorie:

- equity fund (gestiscono immobili acquistati o costruiti);
- mortgage fund (rilevano e gestiscono crediti ipotecari);
- hybrid fund (sommano le caratteristiche del primo e secondo tipo).

Nella presente ricerca i fondi Equity Reit sono stati utilizzati come proxy dell'andamento del mercato immobiliare americano.

A1.2 NAREIT - National Association of Real Estate Investment Trust

Il NAREIT è una associazione commerciale per i REIT e le compagnie immobiliari che hanno interessi ed investono prevalentemente nel mercato USA. I membri dell'associazione sono i REIT e le compagnie quotate che operano, finanziano o offrono servizi nel campo immobiliare.

L'associazione NAREIT produce una serie di indici quotati mensilmente e giornalmente che rappresentano l'andamento del mercato dei REIT e sono utilizzati come benchmark dichiarato di molti fondi immobiliari.

A1.3 Indici Benchmark NAREIT

L'associazione NAREIT produce degli indici rappresentativi dei Reit USA che sono normalmente utilizzati come benchmark. Si riporta di seguito l'insieme degli indici prodotti dall'associazione NAREIT.

Index Identifier	Index Description	Cur	Index NAREIT	Tiker Bloomberg	Des Bloomberg
FNAR	FTSE NAREIT All REITs	USD	FNAR	FNAR Index	FTSE NAREIT ALL REITS
			FNAR	FNARTR Index	FTSE NAREIT ALL REITS TR
FNCO	FTSE NAREIT Composite	USD	FNCO	FNCO Index	FTSE NAREIT COMPOSITE
			FNCO	FNCOTR Index	FTSE NAREIT COMPOSITE TR

²² Statistiche estratte dal sito ufficiale Nareit alla pagina <http://www.reit.com/AllAboutREITs/tabid/54/Default.aspx>

Index Identifier	Index Description	Cur	Index NAREIT	Tiker Bloomberg	Des Bloomberg
FNR5	FTSE NAREIT Real Estate 50®	USD	FNR5	FNR5 Index	FTSE NAREIT REAL EST 50
			FNR5	FNR5TR Index	FTSE NAREIT RL EST 50 TR
FNER	FTSE NAREIT Equity REITs	USD	FNER	FNER Index	FTSE NAREIT EQTY REITS
			FNER	FNERTR Index	FTSE NAREIT EQTY REIT TR
FNHR	FTSE NAREIT Hybrid REITs	USD	FNHR	FNHR Index	FTSE NAREIT HYBRID REITS
			FNHR	FNHRTR Index	FTSE NAREIT HYB REITS TR
FNMR	FTSE NAREIT Mortgage REITs	USD	FNMR	FNMR Index	FTSE NAREIT MORTG REITS
			FNMR	FNMRTR Index	FTSE NAREIT MORT REIT TR
FN10	FTSE NAREIT Diversified	USD	FN10	FNDIV Index	FTSE NAREIT DVRS INDEX
			FN10	FNDIVTR Index	FTSE NAREIT DVRS TR INDX
FN11	FTSE NAREIT Health Care	USD	FN11	FNHEA Index	FTSE NAREIT HLTH CAR IND
			FN11	FNHEATR Index	FTSE NAREIT HLTH CAR TR
FN12	FTSE NAREIT Self Storage	USD	FN12	FNSEL Index	FTSE NAREIT SELF STO IND
			FN12	FNSELTR Index	FTSE NAREIT SELF STO TR
FN13	FTSE NAREIT Industrial/Office	USD	FN13	FNINO Index	FTSE NAREIT IND/OFF IND
			FN13	FNINOTR Index	FTSE NAREIT IND/OFF TR
FN17	FTSE NAREIT Residential	USD	FN17	FNRES Index	FTSE NAREIT RESIDENT IND
			FN17	FNRESTR Index	FTSE NAREIT RESIDENT TR
FN20	FTSE NAREIT Retail	USD	FN20	FNRET Index	FTSE NAREIT RETAIL INDEX
			FN20	FNRETTTR Index	FTSE NAREIT RETAIL TR
FN24	FTSE NAREIT Lodging/Resorts	USD	FN24	FNLOD Index	FTSE NAREIT LODG/RES IND
			FN24	FNLODTR Index	FTSE NAREIT LODG/RES TR
FN25	FTSE NAREIT Specialty	USD	FN25	FNSPE Index	FTSE NAREIT SPECLTY INDE
			FN25	FNSPETR Index	FTSE NAREIT SPECLTY TR

Tra gli indici prodotti dall'associazione NAREIT e quotati su Bloomberg è stato scelto come proxy del mercato immobiliare USA l'indice rappresentativo del comparto Equity REIT, contraddistinto dal tiker Bloomberg FNERTR Index e dal codice Indice NAREIT FNER.

Appendice 2: Descrizione dei dati di input giornalieri

A2.1 Descrizione sintetica del modello utilizzato per l'analisi dei dati

L'obiettivo della presente ricerca è l'analisi del rapporto tra il rendimento degli investimenti immobiliari, e dei titoli rappresentativi del comparto, rispetto al rendimento del mercato.

Tramite il modello a tre fattori di Fama e French si analizzerà l'extra rendimento atteso (premio per il rischio) dei titoli immobiliari rispetto a tre fattori:

- extra rendimento atteso del mercato;
- differenza tra il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli a bassa capitalizzazione ed uno composto da titoli ad alta capitalizzazione (SMB);
- differenza tra il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli value, contraddistinti da un alto valore del rapporto Book-to-Price (valore contabile/valore di mercato dell'azienda) ed uno composto da titoli Growth, contraddistinti da un basso valore del rapporto Book-to-Price (HML);

Il primo fattore, comune con il CAPM (Capital Asset Pricing Model), rappresenta il premio per il rischio di mercato, gli ultimi due fattori sono indicatori della sensibilità dell'impresa al ciclo economico e a situazioni di crisi aziendale (dimensione dell'impresa e difficoltà aziendali).

Il modello di Fama e French il rendimento dell'attività immobiliare può essere sinteticamente indicato dall'equazione:

$$ra_i = a + rf_i + b*(rm_i - rf_i) + c*SMB_i + d*HML_i + e_i$$

In modo equivalente si può esprimere il premio per il rischio (l'extra rendimento) dell'attività immobiliare tramite la seguente equazione:

$$ra_i - rf_i = a + b*(rm_i - rf_i) + c*SMB_i + d*HML_i + e_i$$

In cui:

ra_t = rendimento dell'attività immobiliare al tempo t;

rm_t = rendimento dell'attività di mercato al tempo t;

rf_t = rendimento dell'attività risk free al tempo t;

SMB_t = differenza tra il rendimento di un portafoglio composto da titoli a bassa capitalizzazione rispetto al rendimento di un portafoglio composto da titoli ad alta capitalizzazione al tempo t;

HML_t = differenza tra il rendimento di un portafoglio composto da titoli value (con un alto rapporto Book-to-Price) ed il rendimento di un portafoglio composto da titoli Growth (con un basso rapporto Book-to-Price) al tempo t;

e_t = residuo al tempo t;

Esprimendo in modo sintetico il premio per il rischio dell'attività immobiliare e dell'attività di mercato possiamo esprimere il modello nella

seguente formulazione sintetica che sarà utilizzata nelle successive analisi ed elaborazioni:

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t$$

in cui:

$$raNet_t = ra_t - rf_t$$

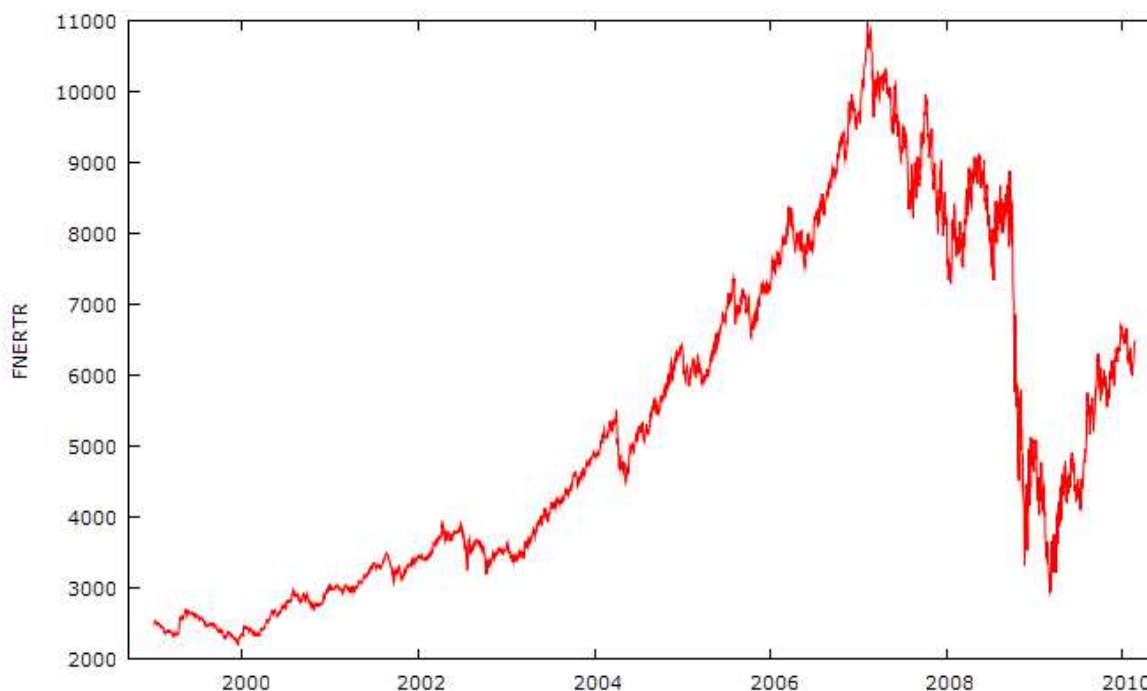
$$rmNet_t = rm_t - rf_t$$

A2.2 Serie storiche utilizzate per costruire i dati di input del modello

A2.2.1 Proxy Mercato Immobiliare: Equity Reit Trust Index

Come proxy per il mercato immobiliare negli USA è stato scelto l'indice FNER prodotto giornalmente dall'associazione Nareit dal 12/31/1998 (precedentemente era disponibile solamente la rilevazione mensile). La serie storica è stata scaricata dall'information provider finanziario Bloomberg (tiker FNERTR Index).

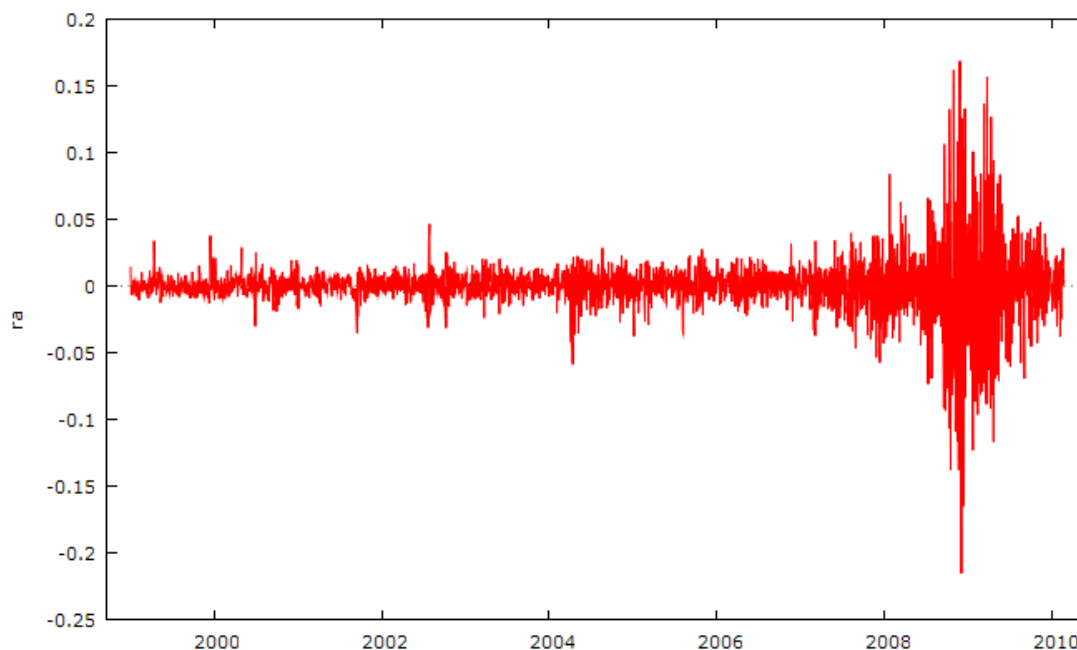
G1: Grafico andamento giornaliero indice Equity Reit FNERTR



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale.

$$ra_t = [\ln(FNERTR_t) - \ln(FNERTR_{t-1})] * 100$$

G2: Grafico rendimento giornaliero Equity Reit FNERTR

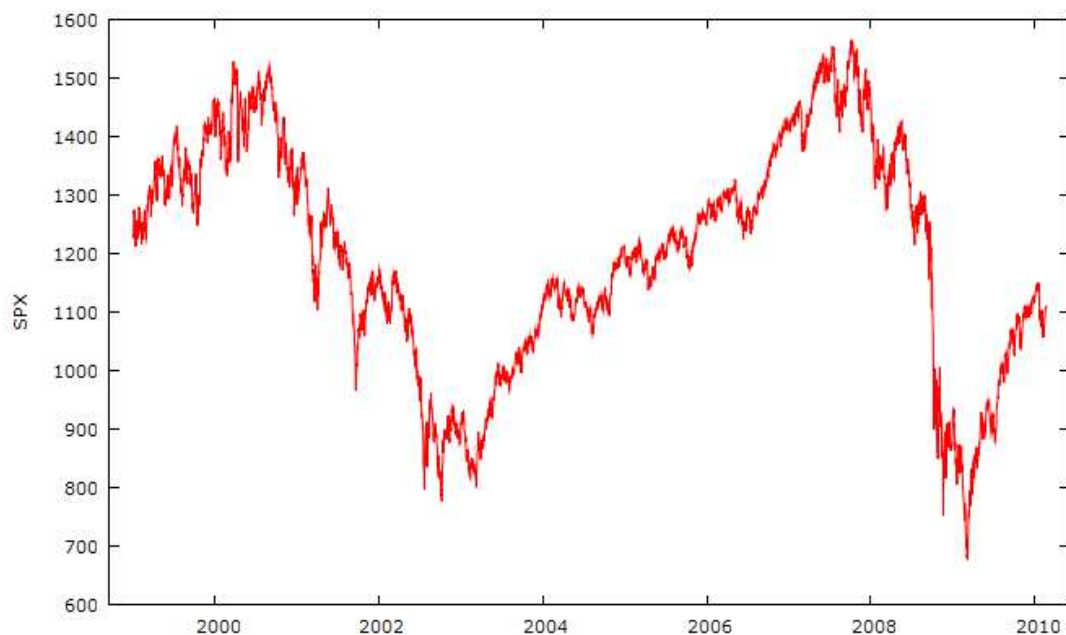


Dall'analisi grafica è evidente che la serie è stazionaria e presenta dei grappoli di volatilità soprattutto in corrispondenza degli ultimi due anni di rilevazioni.

A2.2.2 Proxy Rendimento di Mercato: Indice Standard & Poor's 500

Come proxy per il rendimento di mercato negli USA è stato scelto l'indice Standard & Poor's 500 prodotto giornalmente dall'associazione S&P. Oltre alla serie storica dello S&P 500 era disponibile tra gli indici Standard & Poor's anche una serie storica del rendimento complessivo del mercato (Tiker Bloomberg SPTMI Index) ma è stata scelta come proxy del mercato l'indice S&P 500 per il suo maggior utilizzo in letteratura.

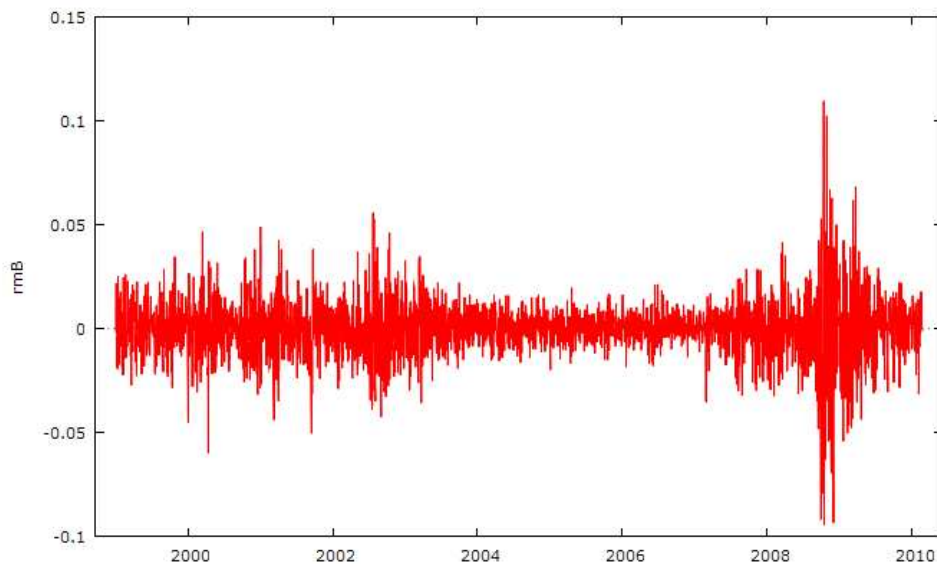
G3: Grafico andamento giornaliero indice di mercato S&P 500 SPX



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale.

$$rm_t = [\ln(SPX_t) - \ln(SPX_{t-1})]*100$$

G4: Grafico rendimento giornaliero indice di mercato S&P 500 SPX



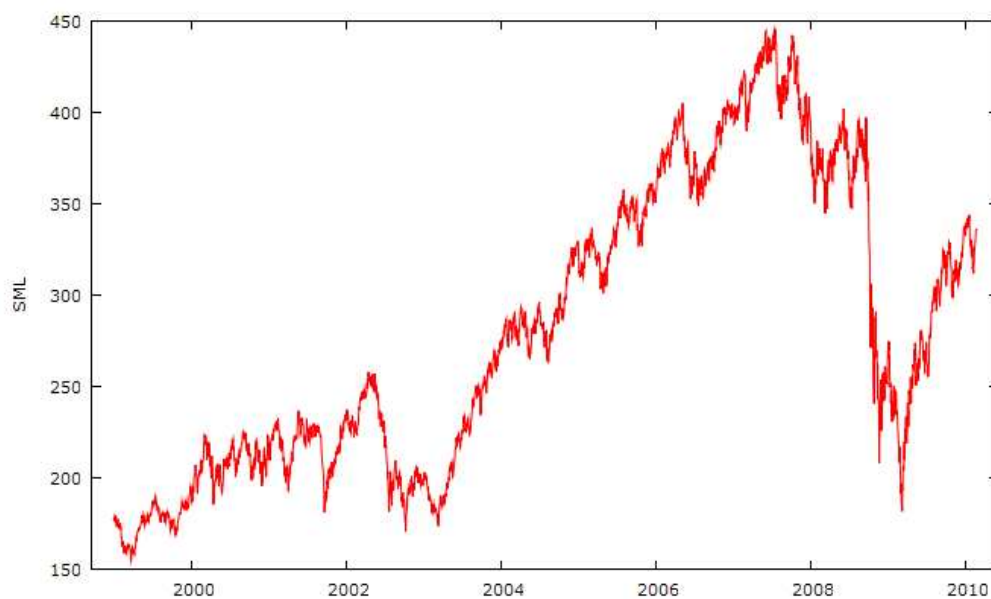
Dall'analisi del grafico dei rendimenti è evidente che la serie storica è stazionaria e presenta dei grappoli di volatilità.

A2.2.3 Proxy Rendimento Portafoglio titoli Small Cap: Indice Standard & Poor's 600 Small Cap

Come proxy per il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli a bassa capitalizzazione è stato scelto l'indice S&P 600 Small Cap che rappresenta il comparto delle Small Cap americane.

La serie storica è stata scaricata dall'information provider finanziario Bloomberg (tiker SML Index).

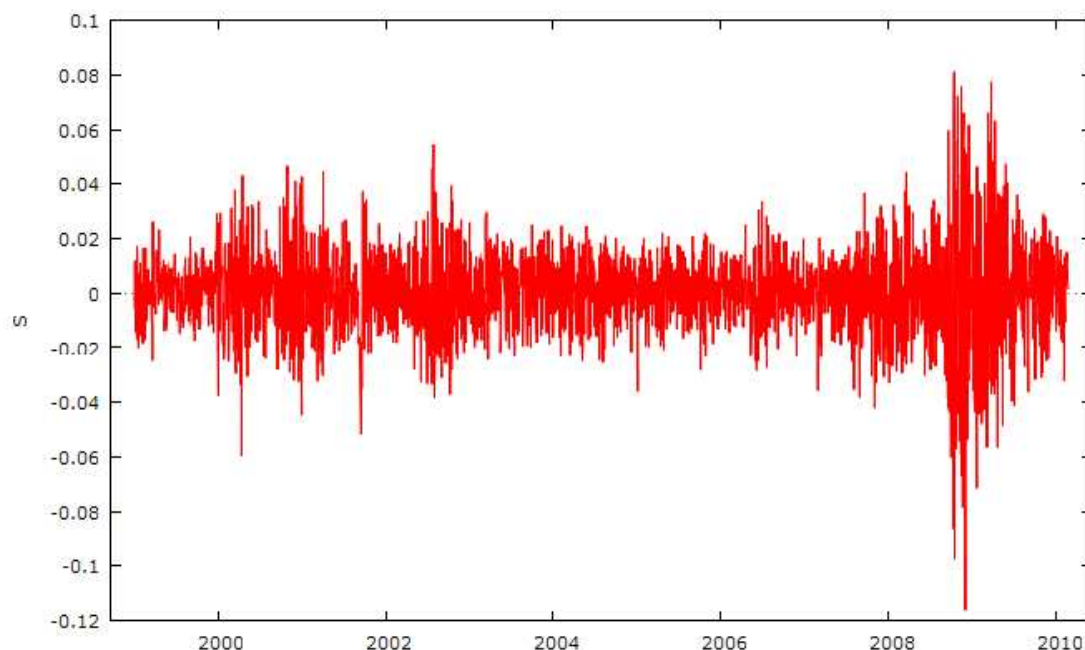
G5: Grafico andamento giornaliero indice S&P 600 Small Cap SML



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale.

$$S_t = [\ln(SML_t) - \ln(SML_{t-1})]*100$$

G6: Grafico rendimento giornaliero indice S&P 600 Small Cap SML



Anche in questo caso il grafico evidenzia che la serie storica dei rendimenti è stazionaria e presenta dei grappoli di volatilità.

A2.2.4 Proxy Rendimento Portafoglio titoli Large Cap: Indice Standard & Poor's 500 Large Cap

Come proxy per il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli ad alta capitalizzazione è stato scelto l'indice S&P 500 Large Cap che rappresenta il comparto delle Large Cap americane.

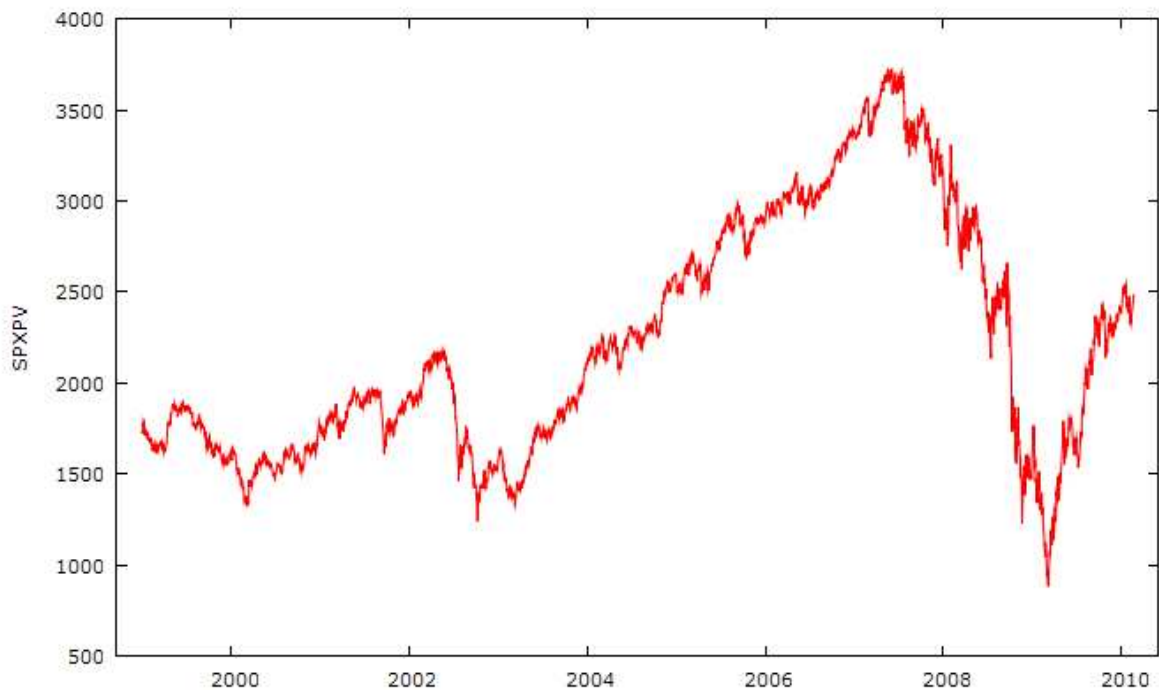
Questo indice è stato utilizzato anche come proxy per il rendimento di mercato (vedere se sostituire la proxy del rendimento di mercato con l'indice S&P totale) in quanto è uno degli indici maggiormente usati in letteratura per rappresentare il mercato azionario americano.

A2.2.5 Proxy Rendimento Portafoglio titoli Value. Indice Standard & Poor's 500 Pure Value Index

Come proxy per il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli Value (alto rapporto Book-to-Price) è stato scelto l'indice S&P 500 Pure Value che rappresenta il rendimento di un portafoglio composto da titoli value americani prodotto dalla Standard & Poor's con frequenza giornaliera dal mese di giugno del 1995.

La serie storica è stata scaricata dall'information provider finanziario Bloomberg (tiker SPXPV Index).

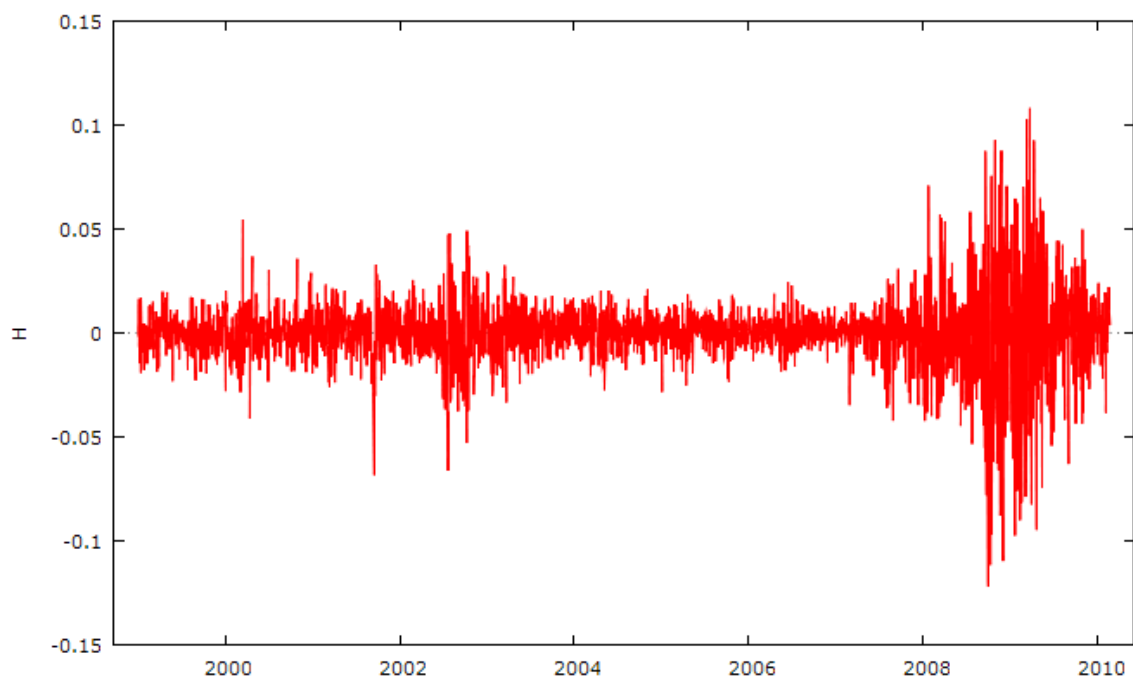
G7: Grafico andamento giornaliero indice S&P Pure Value SPXPV



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale.

$$H_t = [\ln(SPXPV_t) - \ln(SPXPV_{t-1})] * 100$$

G8: Grafico rendimento giornaliero indice S&P Pure Value SPXPV

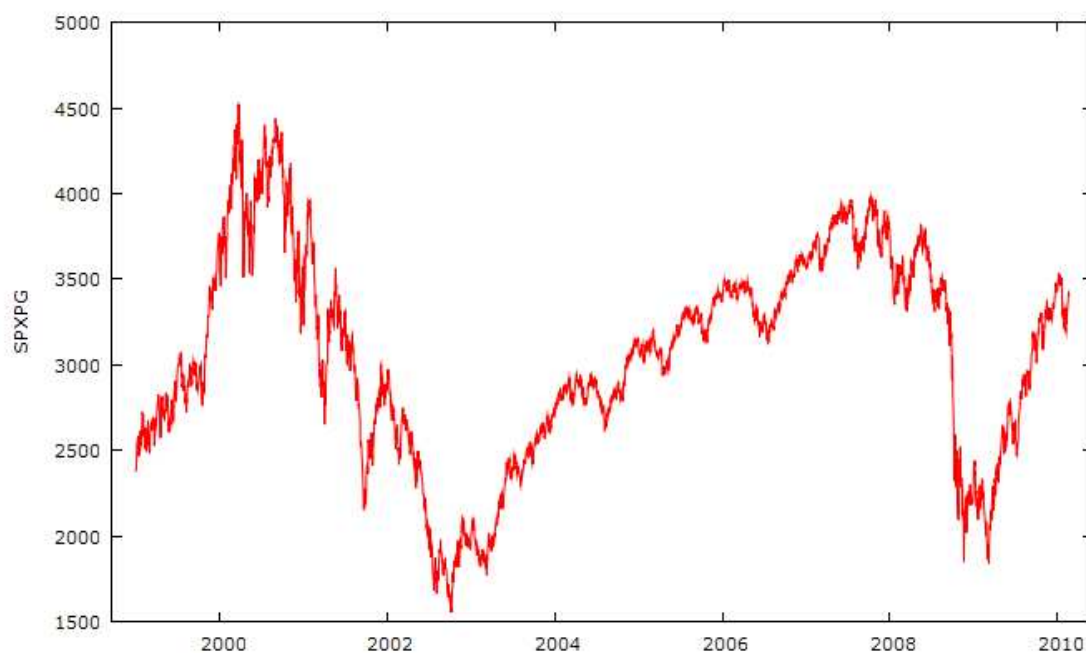


A2.2.6 Proxy Rendimento Portafoglio titoli Growth: Indice Standard & Poor's 500 Pure Growth Index

Come proxy per il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli Growth (basso rapporto Book-to-Price) è stato scelto l'indice S&P 500 Pure Growth che rappresenta il rendimento di un portafoglio di titoli growth americani prodotto dalla Standard & Poor's dal 1995.

La serie storica è stata scaricata dall'information provider finanziario Bloomberg (tiker SPXPG Index).

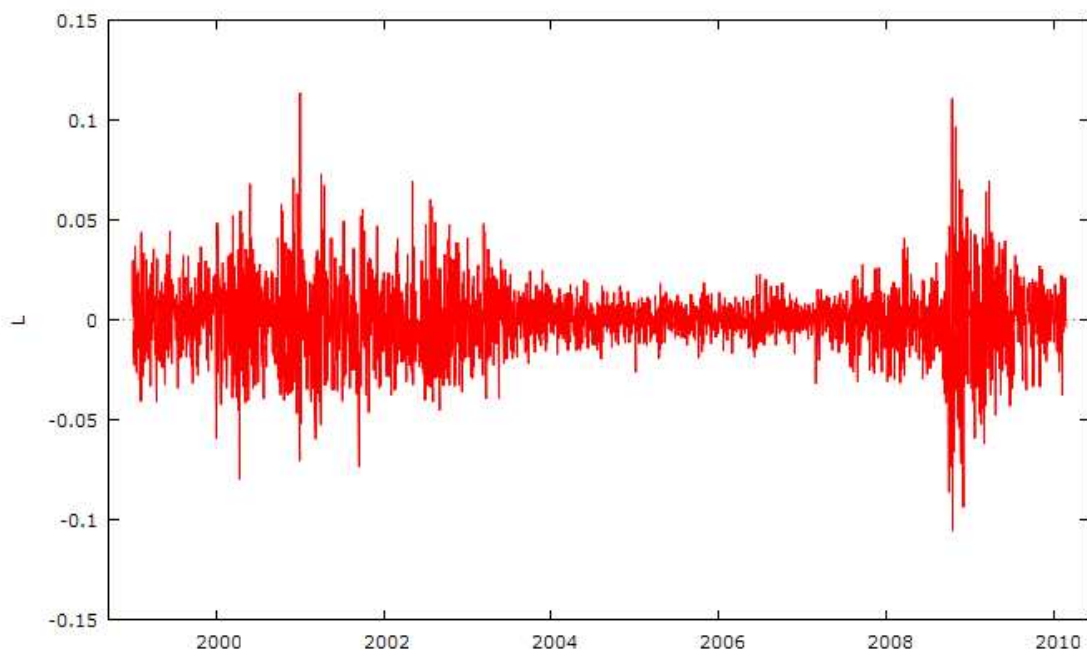
G9: Grafico rendimento giornaliero indice S&P Pure Growth SPXPG



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale.

$$L_t = [\ln(\text{SPXPG}_t) - \ln(\text{SPXPG}_{t-1})] * 100$$

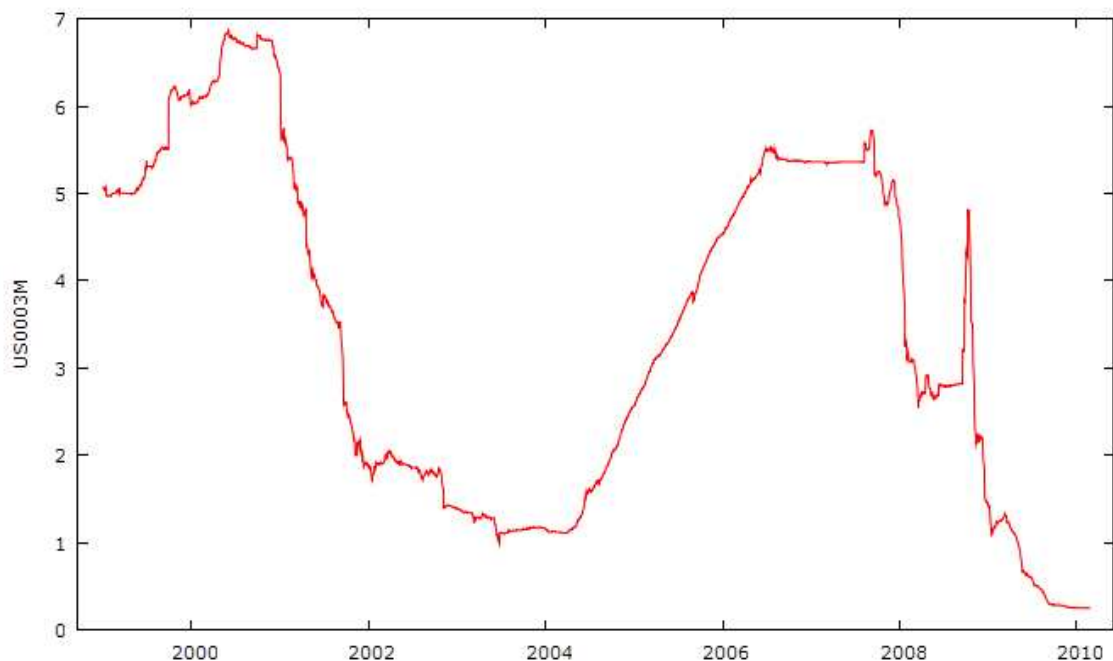
G10: Grafico rendimento giornaliero indice S&P Pure Growth SPXPG



A2.2.7 Proxy Rendimento Tasso Risk Free: Tasso Interbancario USA 3 mesi nettato del tasso di inflazione annuale rilevata trimestralmente

Come proxy per il tasso risk free è stato scelto il tasso interbancario USA a 3 mesi. La serie è stata scaricata da bloomberg (tiker bloomberg US0003M).

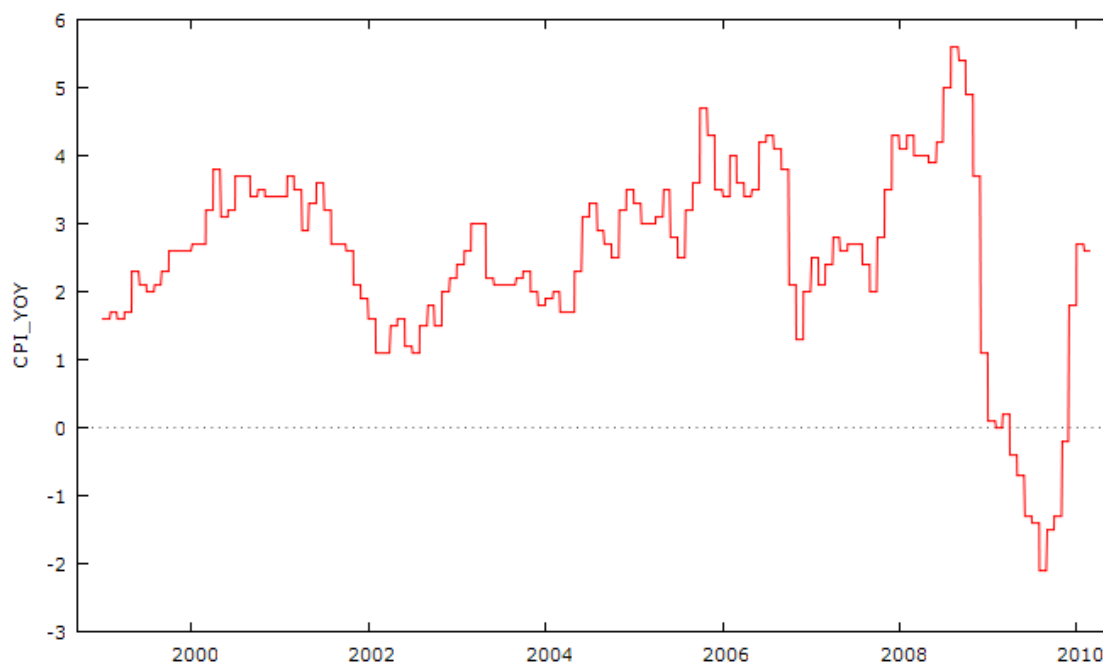
G11: Grafico rendimento giornaliero tasso interesse interb. US0003M



Per poter ottenere il tasso di interesse Risk Free è stata scaricata la serie storica del tasso di inflazione annuale rilevata trimestralmente. Anche questa serie storica è stata scaricata da Bloomberg (Tiker Bloomberg CPI YOY Index).

Per ottenere la rilevazione giornaliera dalla serie storica trimestrale (sono disponibili solamente le rilevazioni trimestrali), è stata riportata la rilevazione di fine trimestre per tutto il trimestre di riferimento.

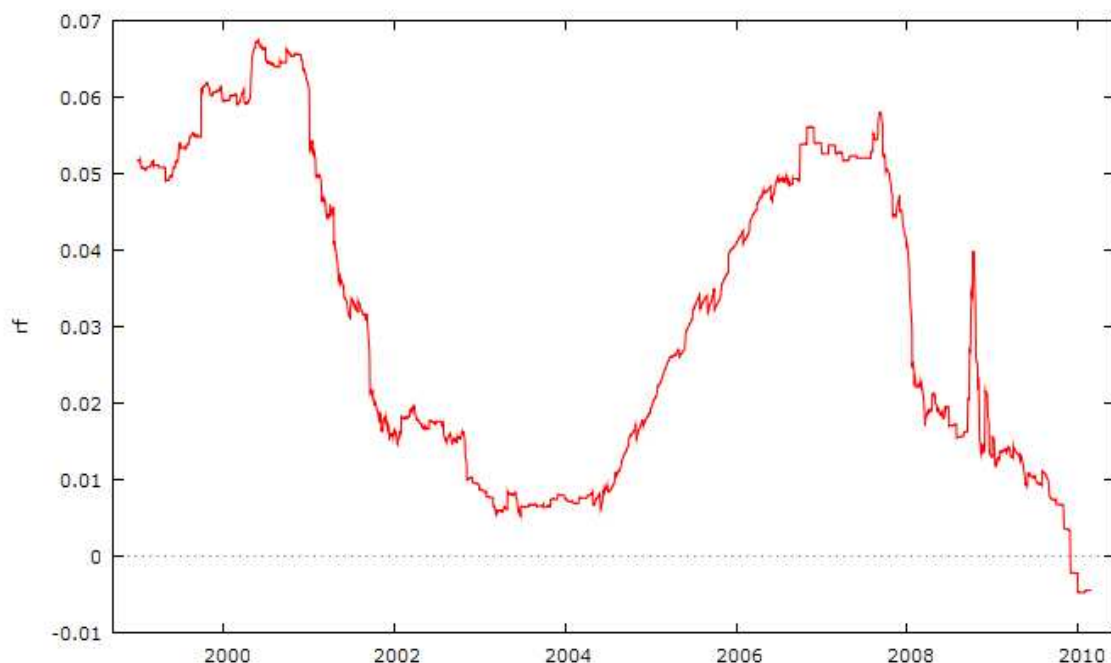
G12: Grafico andamento giornaliero inflazione annuale (rilevata trimestr)



Per poter ottenere il tasso risk free giornaliero, confrontabile con i rendimenti giornalieri dell'attività immobiliare e di mercato, è stato diviso il tasso trimestrale per 62 che rappresenta il numero medio di giorni lavorativi in un trimestre. Per ottenere il tasso di inflazione giornaliera, utilizzabile per nettare il tasso di interesse giornaliero ed ottenere il tasso risk free, è stato diviso il tasso di inflazione per 255 che rappresenta il numero medio di giorni lavorativi in un anno.

$$rf_t = \frac{US0003M_t}{62} + \frac{CPI_YOY_t}{255}$$

G13: Grafico rendimento giornaliero tasso Risk-Free



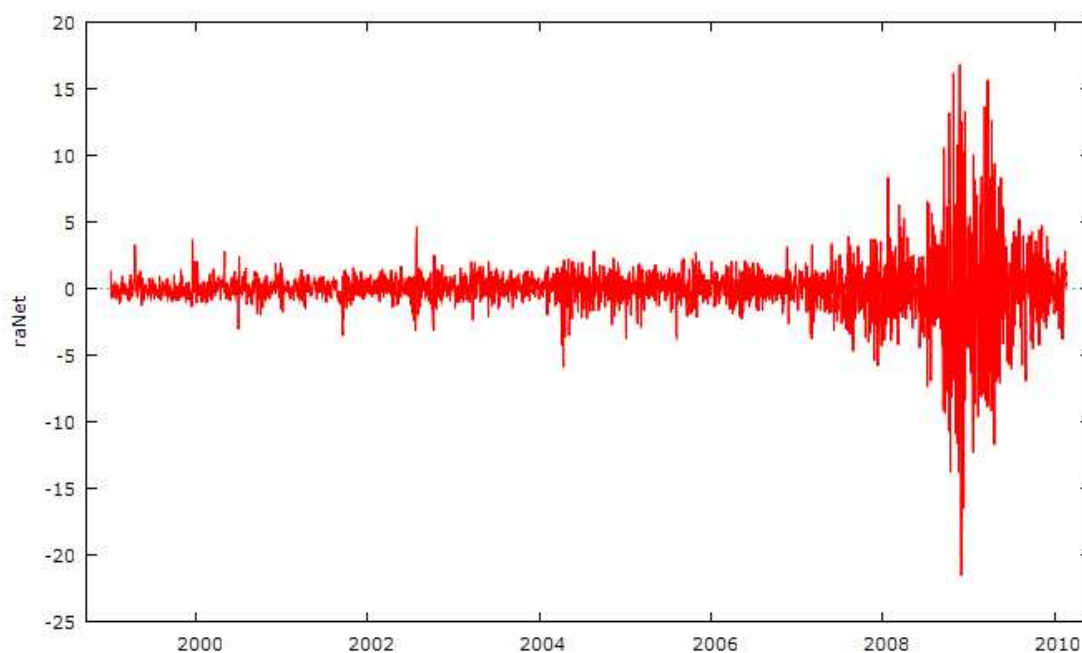
A2.3 Dati di input del modello ottenute trasformando le serie storiche descritte al punto A2.2

A2.3.1 Extra rendimento dell'attività immobiliare

L'extra rendimento dell'attività immobiliare è stato ottenuto nettando il tasso di rendimento dell'attività immobiliare 'ra' del tasso risk free 'rf' entrambe espressi in percentuale.

$$raNet_t = ra_t - rf_t$$

G14: Premio per il rischio giornaliero dell'attività immobiliare 'raNet'

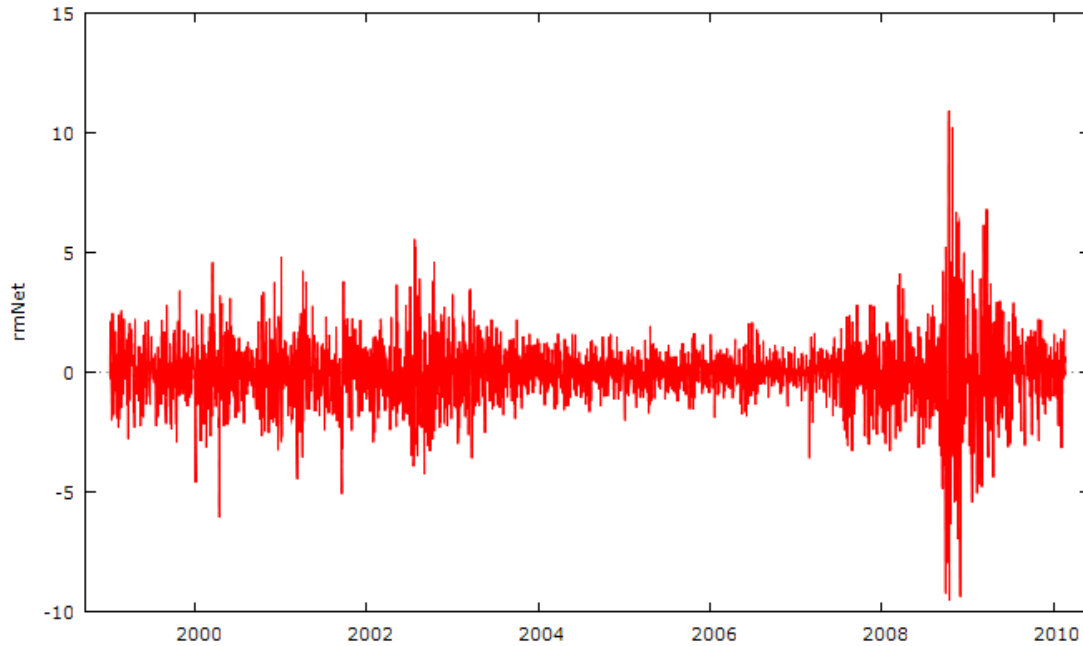


A2.3.2 Extra rendimento di mercato

L'extra rendimento di mercato ottenuto nettando il tasso di rendimento di mercato 'rm' del tasso risk free 'rf' entrambe espressi in percentuale.

$$rmNet_t = rm_t - rf_t$$

G15: Premio per il rischio giornaliero di mercato 'rmNet'

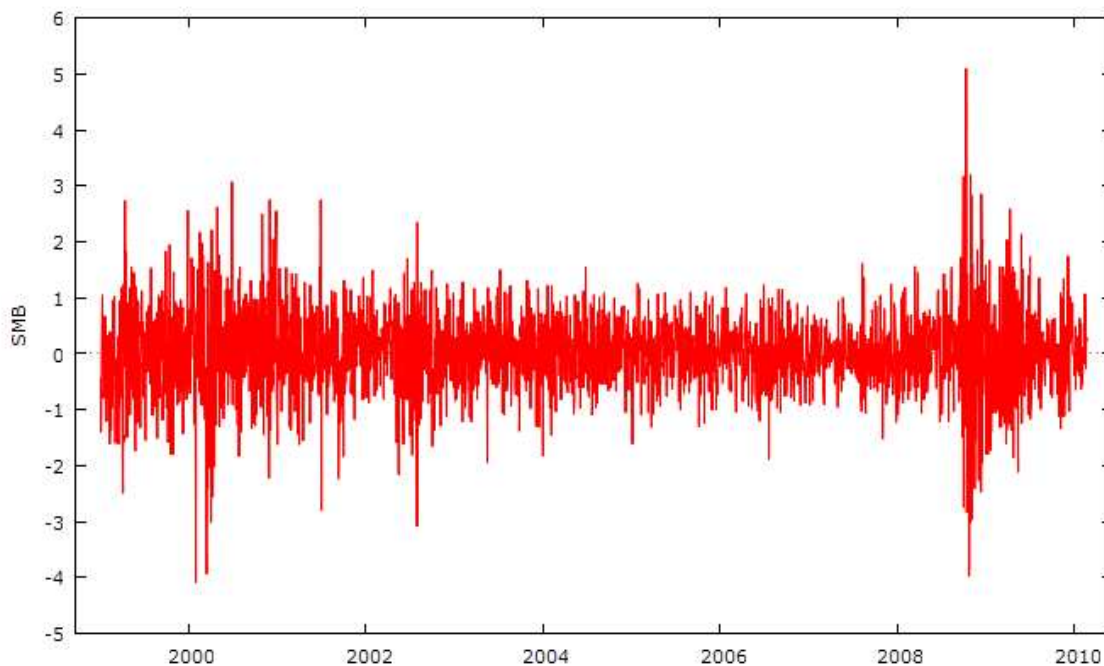


A2.3.3 Extra rendimento delle società a bassa capitalizzazione SMB

L'extra rendimento delle società a bassa capitalizzazione 'SMB' è stato ottenuto sottraendo il rendimento di un portafoglio composto da titoli di società ad alta capitalizzazione (coincide con la proxy del rendimento di mercato 'rm') al rendimento di un portafoglio composto da titoli di società a bassa capitalizzazione 'rs' entrambe espressi in percentuale.

$$SMB_t = rs_t - rm_t$$

G16: Extra rendimento delle società a bassa capitalizzazione 'SMB'

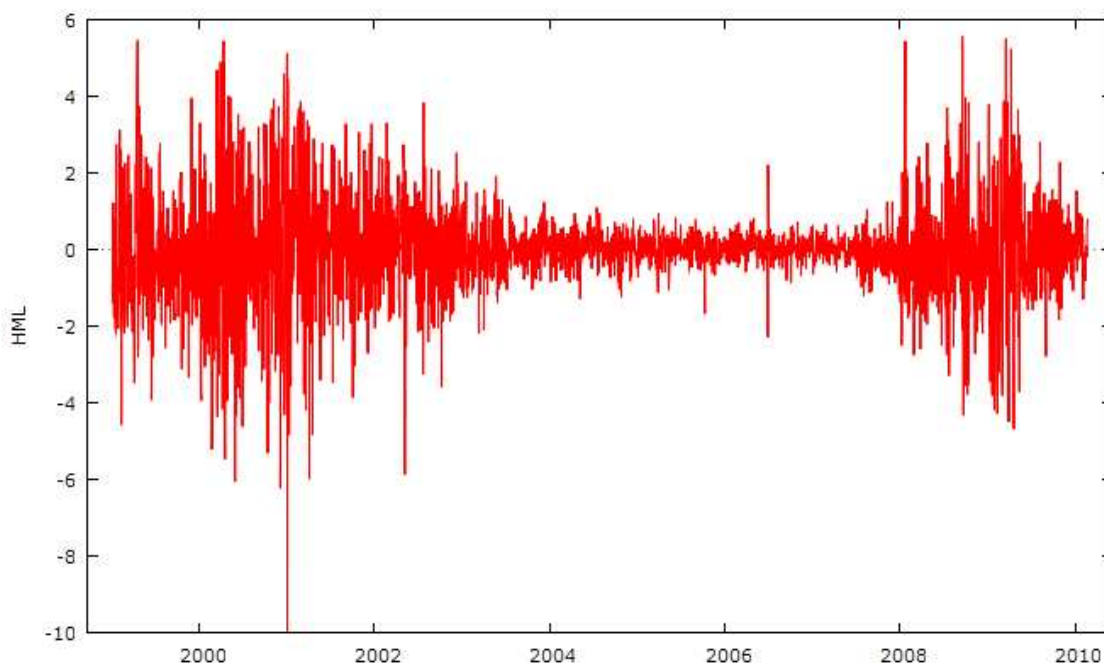


A2.3.4 Extra rendimento delle società a con un alto rapporto tra il valore contabile ed il valore di mercato della società (Book-to-Price)

L'extra rendimento delle value a bassa capitalizzazione è stato ottenuto sottraendo al rendimento delle società value (alto rapporto Book-to-Price) quello delle società Growth (basso rapporto Book-to-Value).

$$HML_t = H_t - L_t$$

G17: Extra rendimento delle società a bassa capitalizzazione 'SMB'



A2.4 Verifica della Cointegrazione

In questa appendice sarà verificata la presenza di cointegrazione tra le serie storiche utilizzate come input per il campione dei dati completo (dal 4 Gennaio 1999 al 22 Febbraio 2010).

Sarà verificata la cointegrazione tra la variabile valore dell'indice rappresentativo dei titoli immobiliari (FNERTR) e l'insieme delle variabili indipendenti (SPX, SML, SPXPG, SPXPV) tramite il test di Hengle e Granger e la procedura Gretel. Gli indici di input del modello non risultano cointegrati, tutte le serie storiche (FNERTR, SML, SPX, SPXPG, SPXPV) presentano una radice unitaria ma il residuo della regressione non è stazionario (p-value = 0.06445 è basso anche se superiore alla soglia normalmente considerata del 5% ma in ogni caso risulta ampiamente inferiore alla soglia del 10%).

La mancanza di cointegrazione può essere spiegata dalla presenza di break strutturali.

Test Cointegrazione di Hengle-Granger ½
<pre>Step 1: testing for a unit root in FNERTR Augmented Dickey-Fuller test for FNERTR including 5 lags of (1-L)FNERTR sample size 2740 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 lagged differences: F(5, 2733) = 20.701 [0.0000] estimated value of (a - 1): -0.00118989 test statistic: tau_c(1) = -1.2708 asymptotic p-value 0.6454 Step 2: testing for a unit root in SML Augmented Dickey-Fuller test for SML including 5 lags of (1-L)SML sample size 2740 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.000 lagged differences: F(5, 2733) = 4.285 [0.0007] estimated value of (a - 1): -0.00152022 test statistic: tau_c(1) = -1.47999 asymptotic p-value 0.544 Step 3: testing for a unit root in SPX Augmented Dickey-Fuller test for SPX including 5 lags of (1-L)SPX sample size 2740 unit-root null hypothesis: a = 1 test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.000 lagged differences: F(5, 2733) = 6.011 [0.0000] estimated value of (a - 1): -0.00259793 test statistic: tau_c(1) = -1.71792 asymptotic p-value 0.4222</pre>

Test Cointegrazione di Hengle-Granger 2/2

Step 4: testing for a unit root in SPXPG
 Augmented Dickey-Fuller test for SPXPG
 including 5 lags of (1-L)SPXPG
 sample size 2740
 unit-root null hypothesis: a = 1
 test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001
 lagged differences: $F(5, 2733) = 4.546 [0.0004]$
 estimated value of $(a - 1)$: -0.00325782
 test statistic: $\tau_c(1) = -2.00888$
 asymptotic p-value 0.2832

Step 5: testing for a unit root in SPXPV
 Augmented Dickey-Fuller test for SPXPV
 including 5 lags of (1-L)SPXPV
 sample size 2740
 unit-root null hypothesis: a = 1
 test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
 lagged differences: $F(5, 2733) = 1.777 [0.1141]$
 estimated value of $(a - 1)$: -0.00130932
 test statistic: $\tau_c(1) = -1.33281$
 asymptotic p-value 0.6165

Step 6: cointegrating regression
 Cointegrating regression -
 OLS estimates using the 2746 observations 98/12/31-10/02/22
 Dependent variable: FNERTR

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-2796.31	70.0819	-39.90	6.72e-275	***
SML	31.5642	0.465968	67.74	0.0000	***
SPX	2.15985	0.152503	14.16	5.35e-044	***
SPXPG	-1.07065	0.0450316	-23.78	9.26e-114	***
SPXPV	-0.0375059	0.0573471	-0.6540	0.5132	

Mean dependent var	5310.547	S.D. dependent var	2371.181
Sum squared resid	4.87e+08	S.E. of regression	421.4776
R-squared	0.968451	Adjusted R-squared	0.968405
Log-likelihood	-20490.09	Akaike criterion	40990.17
Schwarz criterion	41019.76	Hannan-Quinn	41000.86
rho	0.982895	Durbin-Watson	0.033955

Step 7: testing for a unit root in uhat
 Augmented Dickey-Fuller test for uhat
 including 5 lags of (1-L)uhat
 sample size 2740
 unit-root null hypothesis: a = 1
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.000
 lagged differences: $F(5, 2734) = 2.846 [0.0144]$
 estimated value of $(a - 1)$: -0.0153846
 test statistic: $\tau_c(5) = -4.31563$
 asymptotic p-value 0.06445

There is evidence for a cointegrating relationship if:
 (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
 (b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Appendice 3: Costruzione dei sottocampioni tramite il test di Quandt

A3.1 Descrizione della logica con cui sono stati costruiti i campioni

I Campioni sono stati costruiti tramite il test del rapporto di verosimiglianza di Quandt (funzione QLR della procedura Gretel) che cerca un possibile break strutturale in un punto incognito del campione escludendo il 15% delle rilevazioni all'inizio e alla fine del campione stesso.

E' stato considerato un livello di significatività per il test dell' 1%, trascurando i possibili break con significatività minori in quanto generano sottocampioni particolarmente piccoli (con poche rilevazioni) e, quindi, di difficile trattamento statistico.

Per trovare i sottocampioni è stata utilizzata una logica iterativa.

- Partendo dal campione completo è stato eseguito il test di Quandt ed è stata individuata una possibile data di break.

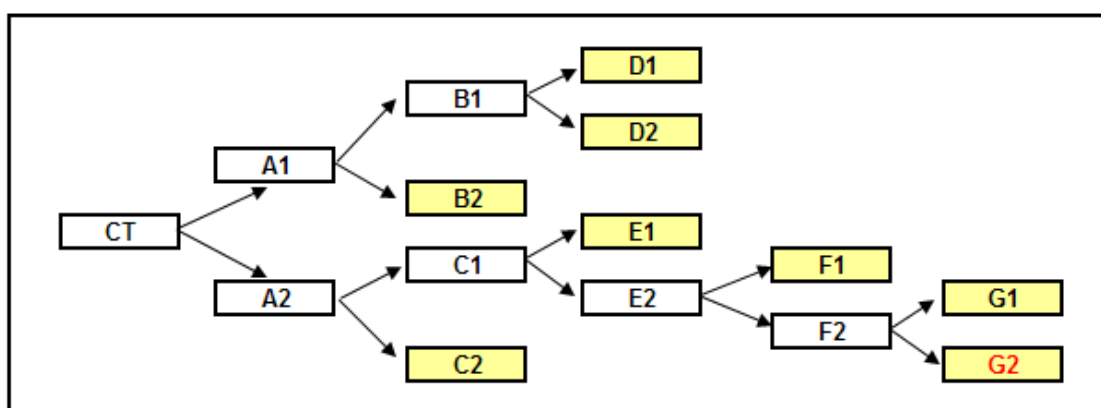
- Se il test di Quandt ha una significatività uguale o superiore all'1% il campione è stato diviso in due sottocampioni.

- Su ciascuno dei due sottocampioni è stato nuovamente eseguito il test di Quandt.

- Se il test di Quandt ha una significatività uguale o superiore all'1% il sottocampione è stato ulteriormente suddiviso in due sottocampioni.

- Sui due sottocampioni si procede con lo stesso procedimento in modo iterativo finché il test di Quandt ha una significatività superiore all'1%. Per completezza è stato eseguito anche il test di Chow sulla data di possibile break evidenziata dal test di Quandt (Il test di Quandt stima la possibile data di break utilizzando in modo iterativo il test di Chow ma per completezza è stato riportato anche questo).

G18: Grafico dell'insieme dei campioni generati dalle date di break



Nel grafico è riportato l'insieme dei campioni generati nel processo iterativo di ricerca dei break strutturali.

I campioni evidenziati non presentano al loro interno date di break, per cui non necessitano di essere ulteriormente scomposti, e rappresentano la partizione del campione utilizzata nelle successive analisi.

T1: Tabella dell'insieme dei campioni generali dalle date di break

Sigla	Inizio Ril	Fine Ril	Liv Iteraz	DtBreak	NumRil	Partiz
CT	4-Jan-99	22-Feb-10	0	6-Feb-07	2745	
A1	4-Jan-99	5-Feb-07	1	8-Apr-04	1990	
A2	6-Feb-07	22-Feb-10	1	15-Apr-08	755	
B1	4-Jan-99	7-Apr-04	2	19-Jun-02	1294	
B2	8-Apr-04	5-Feb-07	2	NO	696	S3
C1	6-Feb-06	14-Apr-08	2	23-May-07	294	
C2	15-Apr-08	22-Feb-10	2	NO	461	S8
D1	4-Jan-99	18-Jan-02	3	NO	846	S1
D2	19-Jan-02	7-Apr-04	3	NO	448	S2
E1	6-Feb-07	22-May-07	3	NO	72	S4
E2	23-May-07	14-Apr-08	3	6-Sep-07	222	
F1	23-May-07	5-Sep-07	4	NO	72	S5
F2	6-Sep-07	14-Apr-08	4	20-Dec-07	150	
G1	6-Sep-07	19-Dec-07	5	NO	74	S6
G2	20-Dec-07	14-Apr-08	5	28-Mar-08	76	S7

Nella tabella è riportato l'insieme dei sottocampioni generati dalla ricerca dei punti di break strutturale.

I campioni evidenziati non presentano break al loro interno per cui saranno utilizzati per individuare i sottocampioni utilizzati nelle successive analisi.

L'ultima colonna riporta il codice identificativo dei sottocampioni corrispondenti utilizzato nella seconda parte dell'appendice.

T2: Divisione in sottocampioni del campione completo dei dati giornalieri

Partiz	Inizio Ril	Fine Ril	Liv Iteraz	DtBreak	NumRil	exSigla
S1	4-Jan-99	18-Jan-02	3	NO	846	D1
S2	19-Jan-02	7-Apr-04	3	NO	448	D2
S3	8-Apr-04	5-Feb-07	2	NO	696	B2
S4	6-Feb-07	22-May-07	3	NO	72	E1
S5	23-May-07	5-Sep-07	4	NO	72	F1
S6	6-Sep-07	19-Dec-07	5	NO	74	G1
S7	20-Dec-07	14-Apr-08	5	28-Mar-08	76	G2
S8	15-Apr-08	22-Feb-10	2	NO	461	C2

Nella tabella è riportata la suddivisione finale del campione composta dai sottocampioni che non presentano break strutturali con significatività uguale o superiore all'1%.

Il campione S7 presenta al suo interno una ulteriore data di break strutturale che è stata trascurata in quanto genererebbe dei sottocampioni difficilmente trattabili statisticamente (il secondo sottocampione sarebbe composto da 12 rilevazioni).

A3.2 Campione Completo

A3.2.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **CT**
 Livello di nidificazione: **0** (Campione iniziale)

Data Prima Rilevazione: **4 Gennaio 1999**
 Data Ultima Rilevazione: **22 Febbraio 2010**
 Numero Rilevazioni: **2745**

Nuova data di break: **6 Febbraio 2007**

Campioni generati dalla divisione del campione: **A1, A2**
A1: dal 4 Gennaio 1999 al 5 Febbraio 2007
A2: dal 6 Febbraio 2007 al 22 Febbraio 2010

A3.2.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS estimates using the 2745 observations 99/01/04-10/02/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	0.0334746	0.0237741	1.408	0.1592
rmNet	1.10495	0.0171535	64.42	0.0000 ***
SMB	0.796314	0.0326037	24.42	2.27e-119 ***
HML	0.587380	0.0185647	31.64	1.49e-187 ***
Mean dependent var	-0.117970	S.D. dependent var	2.125485	
Sum squared resid	4192.861	S.E. of regression	1.236804	
R-squared	0.661771	Adjusted R-squared	0.661401	
F(3, 2741)	1787.663	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	-4476.380	Akaike criterion	8960.761	
Schwarz criterion	8984.431	Hannan-Quinn	8969.313	
rho	-0.127946	Durbin-Watson	2.254539	

A3.2.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 2737) = 244.251 at observation 07/02/06 (1 percent critical value = 5.12)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 2737) = 244.251 occurs at observation 07/02/06 Significant at the 1 percent level (1% critical value = 5.12) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.2.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow				
Esito Test:				
Chow test for structural break at observation 07/02/06 -				
Null hypothesis: no structural break				
Test statistic: $F(4, 2737) = 244.251$				
with p-value = $P(F(4, 2737) > 244.251) = 1.37752e-179$				

Dettaglio Test:				
Augmented regression for Chow test				
OLS estimates using the 2745 observations 99/01/04-10/02/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0268939	0.0241099	-1.115	0.2647
rmNet	0.513697	0.0250362	20.52	3.85e-087 ***
SMB	0.384480	0.0343164	11.20	1.61e-028 ***
HML	0.212226	0.0215808	9.834	1.88e-022 ***
splitdum	0.0659319	0.0456944	1.443	0.1492
sd_rmNet	0.858600	0.0340629	25.21	3.01e-126 ***
sd_SMB	0.883462	0.0619958	14.25	1.68e-044 ***
sd_HML	0.397061	0.0420824	9.435	8.04e-021 ***
Mean dependent var	-0.117970	S.D. dependent var	2.125485	
Sum squared resid	3089.891	S.E. of regression	1.062513	
R-squared	0.750746	Adjusted R-squared	0.750108	
F(7, 2737)	1177.678	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	-4057.428	Akaike criterion	8130.856	
Schwarz criterion	8178.196	Hannan-Quinn	8147.961	
rho	-0.061018	Durbin-Watson	2.121043	
Chow test for structural break at observation 07/02/06				
F(4, 2737) = 244.251 with p-value 0.0000				

A3.3 Sottocampione A1

A3.3.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **A1**
 Livello di nidificazione: **1**

Data Prima Rilevazione: **4 Gennaio 1999**
 Data Ultima Rilevazione: **5 Febbraio 2007**
 Numero Rilevazioni: **1990**

Nuova data di break: **8 Aprile 2004**

Campioni generati dalla divisione del campione: **B1, B2**
B1: dal 4 Gennaio 1999 al 7 Aprile 2004
B2: dal 8 Aprile 2004 al 5 Febbraio 2007

A3.3.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 1990 observations 99/01/04-07/02/05				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0268939	0.0157272	-1.710	0.0874 *
rmNet	0.513697	0.0163314	31.45	1.43e-176 ***
SMB	0.384480	0.0223850	17.18	9.31e-062 ***
HML	0.212226	0.0140774	15.08	1.04e-048 ***
Mean dependent var	-0.091012	S.D. dependent var	0.868279	
Sum squared resid	954.0195	S.E. of regression	0.693089	
R-squared	0.363786	Adjusted R-squared	0.362825	
F(3, 1986)	378.5299	P-value(F)	2.0e-194	
Log-likelihood	-2092.158	Akaike criterion	4192.316	
Schwarz criterion	4214.699	Hannan-Quinn	4200.537	
rho	0.092291	Durbin-Watson	1.812320	

A3.3.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 1982) = 22.5153 at observation 04/04/08 (1 percent critical value = 5.12)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 1982) = 22.5153 occurs at observation 04/04/08 Significant at the 1 percent level (1% critical value = 5.12) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.3.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow				
Esito Test:				
Chow test for structural break at observation 04/04/08 -				
Null hypothesis: no structural break				
Test statistic: $F(4, 1982) = 22.5153$				
with p-value = $P(F(4, 1982) > 22.5153) = 3.30343e-018$				
Dettaglio Test:				
Augmented regression for Chow test				
OLS estimates using the 1990 observations 99/01/04-07/02/05				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0480853	0.0190814	-2.520	0.0118 **
rmNet	0.436113	0.0181580	24.02	4.30e-112 ***
SMB	0.306794	0.0252029	12.17	6.28e-033 ***
HML	0.167760	0.0145743	11.51	1.00e-029 ***
splitdum	0.0691694	0.0327194	2.114	0.0346 **
sd_rmNet	0.346985	0.0492661	7.043	2.58e-012 ***
sd_SMB	0.0991235	0.0630418	1.572	0.1160
sd_HML	0.355275	0.0710914	4.997	6.32e-07 ***
Mean dependent var	-0.091012	S.D. dependent var	0.868279	
Sum squared resid	912.5536	S.E. of regression	0.678543	
R-squared	0.391438	Adjusted R-squared	0.389289	
F(7, 1982)	182.1229	P-value(F)	1.6e-208	
Log-likelihood	-2047.943	Akaike criterion	4111.886	
Schwarz criterion	4156.653	Hannan-Quinn	4128.327	
rho	0.099173	Durbin-Watson	1.798725	
Chow test for structural break at observation 04/04/08				
$F(4, 1982) = 22.5153$ with p-value 0.0000				

A3.4 Sottocampione A2

A3.4.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **A2**
 Livello di nidificazione: **1**

Data Prima Rilevazione: **6 Febbraio 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **22 Febbraio 2010**
 Numero Rilevazioni: **755**

Nuova data di break: **15 Aprile 2008**

Campioni generati dalla divisione del campione: **C1, C2**
C1: dal 6 Febbraio 2007 al 14 Aprile 2008
C2: dal 15 Aprile 2008 al 22 Febbraio 2010

A3.4.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 755 observations 07/02/06-10/02/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.113931	0.0210854	-5.403	8.79e-08 ***
rmNet	0.368581	0.0226433	16.28	2.98e-051 ***
SMB	0.256167	0.0253861	10.09	1.54e-022 ***
HML	0.128849	0.0147664	8.726	1.69e-017 ***
Mean dependent var	-0.193435	S.D. dependent var	0.660761	
Sum squared resid	236.2973	S.E. of regression	0.560931	
R-squared	0.282209	Adjusted R-squared	0.279342	
F(3, 751)	98.42186	P-value(F)	9.87e-54	
Log-likelihood	-632.7844	Akaike criterion	1273.569	
Schwarz criterion	1292.076	Hannan-Quinn	1280.698	
rho	0.172191	Durbin-Watson	1.644576	

A3.4.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 747) = 4.73493 at observation 08/04/15 (5 percent critical value = 4.09)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 747) = 4.73493 occurs at observation 08/04/15 Significant at the 5 percent level (5% critical value = 4.09) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.4.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow					
Esito Test:					
Chow test for structural break at observation 08/04/15 -					
Null hypothesis: no structural break					
Test statistic: $F(4, 747) = 4.73493$					
with p-value = $P(F(4, 747) > 4.73493) = 0.000888553$					
Dettaglio Test:					
Augmented regression for Chow test					
OLS estimates using the 755 observations 07/02/06-10/02/22					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.172956	0.0353186	-4.897	1.19e-06	***
rmNet	0.397306	0.0419506	9.471	3.56e-020	***
SMB	0.381939	0.0462717	8.254	6.91e-016	***
HML	0.102801	0.0261355	3.933	9.16e-05	***
splitdum	0.0974626	0.0441159	2.209	0.0275	**
sd_rmNet	-0.0266520	0.0500174	-0.5329	0.5943	
sd_SMB	-0.188993	0.0561150	-3.368	0.0008	***
sd_HML	0.0273817	0.0317144	0.8634	0.3882	
Mean dependent var	-0.193435	S.D. dependent var	0.660761		
Sum squared resid	230.4543	S.E. of regression	0.555434		
R-squared	0.299958	Adjusted R-squared	0.293398		
F(7, 747)	45.72558	P-value(F)	5.85e-54		
Log-likelihood	-623.3325	Akaike criterion	1262.665		
Schwarz criterion	1299.679	Hannan-Quinn	1276.923		
rho	0.156475	Durbin-Watson	1.674272		
Chow test for structural break at observation 08/04/15					
$F(4, 747) = 4.73493$ with p-value 0.0009					

A3.5 Sottocampione B1

A3.5.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **B1**
 Livello di nidificazione: **2**

Data Prima Rilevazione: **4 Gennaio 1999**
 Data Ultima Rilevazione: **7 Aprile 2004**
 Numero Rilevazioni: **1294**

Nuova data di break: **19 Giugno 2002**

Campioni generati dalla divisione del campione: **D1, D2**
D1: dal 1 Gennaio 1999 al 18 Giugno 2002
D2: dal 19 Giugno 2002 al 7 Aprile 2004

A3.5.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 1294 observations 99/01/04-04/04/07				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0480853	0.0174104	-2.762	0.0058 ***
rmNet	0.436113	0.0165679	26.32	1.40e-122 ***
SMB	0.306794	0.0229958	13.34	3.95e-038 ***
HML	0.167760	0.0132981	12.62	1.72e-034 ***
Mean dependent var	-0.107232	S.D. dependent var	0.774285	
Sum squared resid	494.4736	S.E. of regression	0.619123	
R-squared	0.362115	Adjusted R-squared	0.360631	
F(3, 1290)	244.1022	P-value(F)	2.0e-125	
Log-likelihood	-1213.693	Akaike criterion	2435.385	
Schwarz criterion	2456.047	Hannan-Quinn	2443.140	
rho	0.164395	Durbin-Watson	1.662267	

A3.5.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 1286) = 8.49177 at observation 02/06/19 (1 percent critical value = 5.12)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 1286) = 8.49177 occurs at observation 02/06/19 Significant at the 1 percent level (1% critical value = 5.12) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.5.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow				
Esito Test:				
Chow test for structural break at observation 02/06/19 -				
Null hypothesis: no structural break				
Test statistic: $F(4, 1286) = 8.49177$				
with p-value = $P(F(4, 1286) > 8.49177) = 9.20576e-007$				
Dettaglio Test:				
Augmented regression for Chow test				
OLS estimates using the 1294 observations 99/01/04-04/04/07				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0991404	0.0216053	-4.589	4.90e-06 ***
rmNet	0.368792	0.0232438	15.87	6.54e-052 ***
SMB	0.262645	0.0266788	9.845	4.27e-022 ***
HML	0.128145	0.0155043	8.265	3.44e-016 ***
splitdum	0.129534	0.0361742	3.581	0.0004 ***
sd_rmNet	0.129893	0.0328590	3.953	8.14e-05 ***
sd_SMB	0.113003	0.0528499	2.138	0.0327 **
sd_HML	0.159059	0.0398921	3.987	7.06e-05 ***
Mean dependent var	-0.107232	S.D. dependent var	0.774285	
Sum squared resid	481.7492	S.E. of regression	0.612054	
R-squared	0.378529	Adjusted R-squared	0.375147	
F(7, 1286)	111.8979	P-value(F)	4.2e-128	
Log-likelihood	-1196.825	Akaike criterion	2409.651	
Schwarz criterion	2450.974	Hannan-Quinn	2425.159	
rho	0.163585	Durbin-Watson	1.664237	
Chow test for structural break at observation 02/06/19				
$F(4, 1286) = 8.49177$ with p-value 0.0000				

A3.6 Sottocampione B2

A3.6.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **B2**
 Livello di nidificazione: **2**

Data Prima Rilevazione: **8 Aprile 2004**
 Data Ultima Rilevazione: **5 Febbraio 2007**
 Numero Rilevazioni: **696**

Nuova data di break: **No Break 1%**

Codice Sottocampione Finale: **S3**

A3.6.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 696 observations 04/04/08-07/02/05				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.125248	0.0222236	-5.636	2.54e-08 ***
rmNet	0.367242	0.0233229	15.75	5.68e-048 ***
SMB	0.256097	0.0260532	9.830	1.96e-021 ***
HML	0.134538	0.0151226	8.897	4.99e-018 ***
Mean dependent var	-0.214590	S.D. dependent var	0.664820	
Sum squared resid	220.6066	S.E. of regression	0.564620	
R-squared	0.281832	Adjusted R-squared	0.278718	
F(3, 692)	90.52091	P-value(F)	2.01e-49	
Log-likelihood	-587.7402	Akaike criterion	1183.480	
Schwarz criterion	1201.662	Hannan-Quinn	1190.510	
rho	0.184265	Durbin-Watson	1.618746	

A3.6.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 688) = 4.39532 at observation 05/06/22 (5 percent critical value = 4.09)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 688) = 4.39532 occurs at observation 05/06/22 Significant at the 5 percent level (5% critical value = 4.09) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.6.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow					
Esito Test:					
Chow test for structural break at observation 05/06/22 -					
Null hypothesis: no structural break					
Test statistic: $F(4, 688) = 4.39532$					
with p-value = $P(F(4, 688) > 4.39532) = 0.00162639$					
Dettaglio Test:					
Augmented regression for Chow test					
OLS estimates using the 696 observations 04/04/08-07/02/05					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.172956	0.0355555	-4.864	1.42e-06	***
rmNet	0.397306	0.0422320	9.408	7.42e-020	***
SMB	0.381939	0.0465821	8.199	1.18e-015	***
HML	0.102801	0.0263108	3.907	0.0001	***
splitdum	0.0810780	0.0456556	1.776	0.0762	*
sd_rmNet	-0.0255252	0.0508235	-0.5022	0.6157	
sd_SMB	-0.187246	0.0569984	-3.285	0.0011	***
sd_HML	0.0378667	0.0321745	1.177	0.2396	
Mean dependent var	-0.214590	S.D. dependent var	0.664820		
Sum squared resid	215.1097	S.E. of regression	0.559160		
R-squared	0.299727	Adjusted R-squared	0.292602		
F(7, 688)	42.06767	P-value(F)	1.98e-49		
Log-likelihood	-578.9590	Akaike criterion	1173.918		
Schwarz criterion	1210.281	Hannan-Quinn	1187.978		
rho	0.169679	Durbin-Watson	1.646326		
Chow test for structural break at observation 05/06/22					
$F(4, 688) = 4.39532$ with p-value 0.0016					

A3.7 Sottocampione C1

A3.7.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **C1**
 Livello di nidificazione: **2**

Data Prima Rilevazione: **6 Febbraio 2006**
 Data Ultima Rilevazione: **14 Aprile 2008**
 Numero Rilevazioni: **294**

Nuova data di break: **23 Maggio 2007**

Campioni generati dalla divisione del campione: **E1, E2**
E1: dal 6 Febbraio 2007 al 22 Maggio 2007
E2: dal 23 Maggio 2007 al 14 Aprile 2008

A3.7.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 294 observations 07/02/06-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.172956	0.0343625	-5.033	8.48e-07 ***
rmNet	0.397306	0.0408150	9.734	1.47e-019 ***
SMB	0.381939	0.0450191	8.484	1.13e-015 ***
HML	0.102801	0.0254280	4.043	6.77e-05 ***
Mean dependent var	-0.275850	S.D. dependent var	0.630157	
Sum squared resid	84.68882	S.E. of regression	0.540398	
R-squared	0.272117	Adjusted R-squared	0.264587	
F(3, 290)	36.13861	P-value(F)	7.15e-20	
Log-likelihood	-234.2123	Akaike criterion	476.4246	
Schwarz criterion	491.1589	Hannan-Quinn	482.3252	
rho	0.210051	Durbin-Watson	1.545061	

A3.7.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 286) = 5.60653 at observation 07/05/23 (1 percent critical value = 5.12)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 286) = 5.60653 occurs at observation 07/05/23 Significant at the 1 percent level (1% critical value = 5.12) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.7.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow				
Esito Test:				
Chow test for structural break at observation 07/05/23 -				
Null hypothesis: no structural break				
Test statistic: $F(4, 286) = 5.60653$				
with p-value = $P(F(4, 286) > 5.60653) = 0.000233639$				
Dettaglio Test:				
Augmented regression for Chow test				
OLS estimates using the 294 observations 07/02/06-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	-0.0318785	0.0661809	-0.4817	0.6304
rmNet	0.425967	0.0781042	5.454	1.07e-07 ***
SMB	0.470299	0.0869793	5.407	1.35e-07 ***
HML	0.209969	0.0495985	4.233	3.11e-05 ***
splitdum	-0.200637	0.0768229	-2.612	0.0095 ***
sd_rmNet	-0.0522670	0.0907102	-0.5762	0.5649
sd_SMB	-0.133923	0.101126	-1.324	0.1865
sd_HML	-0.166312	0.0575361	-2.891	0.0041 ***
Mean dependent var	-0.275850	S.D. dependent var	0.630157	
Sum squared resid	78.53097	S.E. of regression	0.524007	
R-squared	0.325043	Adjusted R-squared	0.308523	
F(7, 286)	19.67579	P-value(F)	1.83e-21	
Log-likelihood	-223.1152	Akaike criterion	462.2304	
Schwarz criterion	491.6990	Hannan-Quinn	474.0317	
rho	0.173286	Durbin-Watson	1.615704	
Chow test for structural break at observation 07/05/23				
$F(4, 286) = 5.60653$ with p-value 0.0002				

A3.8 Sottocampione C2

A3.8.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **C2**
 Livello di nidificazione: **2**

Data Prima Rilevazione: **15 Aprile 2008**
 Data Ultima Rilevazione: **22 Febbraio 2010**
 Numero Rilevazioni: **461**

Nuova data di break: **NoBreak**

Codice Sottocampione Finale: **S8**

A3.8.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 461 observations 08/04/15-10/02/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.147880	0.0286788	-5.156	3.76e-07 ***
rmNet	0.363276	0.0320769	11.33	2.24e-026 ***
SMB	0.286948	0.0338670	8.473	3.31e-016 ***
HML	0.140920	0.0195772	7.198	2.52e-012 ***
Mean dependent var	-0.251014	S.D. dependent var	0.661151	
Sum squared resid	154.3664	S.E. of regression	0.581190	
R-squared	0.232297	Adjusted R-squared	0.227257	
F(3, 457)	46.09410	P-value(F)	4.85e-26	
Log-likelihood	-401.9478	Akaike criterion	811.8956	
Schwarz criterion	828.4292	Hannan-Quinn	818.4056	
rho	0.198753	Durbin-Watson	1.584317	

A3.8.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 453) = 3.18689 at observation 09/06/22 (10 percent critical value = 3.59)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 453) = 3.18689 occurs at observation 09/06/22 Not significant at the 10 percent level (10% value = 3.59) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.8.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow					
Esito Test:					
Chow test for structural break at observation 09/06/22 -					
Null hypothesis: no structural break					
Test statistic: $F(4, 453) = 3.18689$					
with p-value = $P(F(4, 453) > 3.18689) = 0.0134099$					
Dettaglio Test:					
Augmented regression for Chow test					
OLS estimates using the 461 observations 08/04/15-10/02/22					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	-0.172956	0.0366077	-4.725	3.08e-06	***
rmNet	0.397306	0.0434817	9.137	2.15e-018	***
SMB	0.381939	0.0479605	7.964	1.36e-014	***
HML	0.102801	0.0270894	3.795	0.0002	***
splitdum	0.0497202	0.0588810	0.8444	0.3989	
sd_rmNet	-0.0478238	0.0644055	-0.7425	0.4581	
sd_SMB	-0.153499	0.0700754	-2.190	0.0290	**
sd_HML	0.0565202	0.0396143	1.427	0.1543	
Mean dependent var	-0.251014	S.D. dependent var	0.661151		
Sum squared resid	150.1414	S.E. of regression	0.575707		
R-squared	0.253309	Adjusted R-squared	0.241771		
F(7, 453)	21.95382	P-value(F)	1.46e-25		
Log-likelihood	-395.5511	Akaike criterion	807.1021		
Schwarz criterion	840.1693	Hannan-Quinn	820.1221		
rho	0.187172	Durbin-Watson	1.605749		
Chow test for structural break at observation 09/06/22					
$F(4, 453) = 3.18689$ with p-value 0.0134					

A3.9 Sottocampione D1

A3.9.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **D1**
 Livello di nidificazione: **3**

Data Prima Rilevazione: **4 Gennaio 1999**
 Data Ultima Rilevazione: **18 Giugno 2002**
 Numero Rilevazioni: **846**

Nuova data di break: **NoBreak 1%**

Codice Sottocampione Finale: **S1**

A3.9.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 846 observations 99/01/04-02/06/18				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0991404	0.0199210	-4.977	7.84e-07 ***
rmNet	0.368792	0.0214318	17.21	4.30e-057 ***
SMB	0.262645	0.0245990	10.68	4.80e-025 ***
HML	0.128145	0.0142956	8.964	1.99e-018 ***
Mean dependent var	-0.169446	S.D. dependent var	0.665373	
Sum squared resid	268.1592	S.E. of regression	0.564339	
R-squared	0.283187	Adjusted R-squared	0.280633	
F(3, 842)	110.8812	P-value(F)	1.65e-60	
Log-likelihood	-714.4210	Akaike criterion	1436.842	
Schwarz criterion	1455.804	Hannan-Quinn	1444.107	
rho	0.174154	Durbin-Watson	1.641284	

A3.9.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 838) = 4.83195 at observation 00/03/14 (5 percent critical value = 4.09)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 838) = 4.83195 occurs at observation 00/03/14 Significant at the 5 percent level (5% critical value = 4.09) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.9.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow					
Esito Test:					
Chow test for structural break at observation 00/03/14 -					
Null hypothesis: no structural break					
Test statistic: $F(4, 838) = 4.83195$					
with p-value = $P(F(4, 838) > 4.83195) = 0.000740702$					
Dettaglio Test:					
Augmented regression for Chow test					
OLS estimates using the 846 observations 99/01/04-02/06/18					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.172956	0.0355627	-4.863	1.38e-06	***
rmNet	0.397306	0.0422405	9.406	4.81e-020	***
SMB	0.381939	0.0465914	8.198	9.16e-016	***
HML	0.102801	0.0263161	3.906	0.0001	***
splitdum	0.114022	0.0430546	2.648	0.0082	***
sd_rmNet	-0.0304258	0.0491918	-0.6185	0.5364	
sd_SMB	-0.174699	0.0555056	-3.147	0.0017	***
sd_HML	0.0247551	0.0314074	0.7882	0.4308	
Mean dependent var	-0.169446	S.D. dependent var		0.665373	
Sum squared resid	262.1137	S.E. of regression		0.559272	
R-squared	0.299347	Adjusted R-squared		0.293494	
F(7, 838)	51.14671	P-value(F)		1.00e-60	
Log-likelihood	-704.7756	Akaike criterion		1425.551	
Schwarz criterion	1463.475	Hannan-Quinn		1440.081	
rho	0.159483	Durbin-Watson		1.668760	
Chow test for structural break at observation 00/03/14					
$F(4, 838) = 4.83195$ with p-value 0.0007					

A3.10 Sottocampione D2

A3.10.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **D2**
 Livello di nidificazione: **3**

Data Prima Rilevazione: **19 Giugno 2002**
 Data Ultima Rilevazione: **7 Aprile 2004**
 Numero Rilevazioni: **448**

Nuova data di break: **No Break 1%**

Codice sottocampione finale: **S2**

A3.10.2 Stima modello OLS Completo $raNet_t$

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 448 observations 02/06/19-04/04/07				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.142025	0.0293353	-4.841	1.78e-06 ***
rmNet	0.370711	0.0330188	11.23	6.43e-026 ***
SMB	0.296565	0.0350013	8.473	3.55e-016 ***
HML	0.147082	0.0200245	7.345	9.92e-013 ***
Mean dependent var	-0.250469	S.D. dependent var	0.664163	
Sum squared resid	151.1814	S.E. of regression	0.583523	
R-squared	0.233271	Adjusted R-squared	0.228091	
F(3, 444)	45.02783	P-value(F)	2.01e-25	
Log-likelihood	-392.3505	Akaike criterion	792.7009	
Schwarz criterion	809.1201	Hannan-Quinn	799.1735	
rho	0.198544	Durbin-Watson	1.580592	

A3.10.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 440) = 3.35472 at observation 03/08/27 (10 percent critical value = 3.59)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 440) = 3.35472 occurs at observation 03/08/27 Not significant at the 10 percent level (10% value = 3.59) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.10.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow				
Esito Test:				
Chow test for structural break at observation 03/08/27 -				
Null hypothesis: no structural break				
Test statistic: $F(4, 440) = 3.35472$				
with p-value = $P(F(4, 440) > 3.35472) = 0.0101243$				
Dettaglio Test:				
Augmented regression for Chow test				
OLS estimates using the 448 observations 02/06/19-04/04/07				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.172956	0.0367173	-4.710	3.32e-06 ***
rmNet	0.397306	0.0436119	9.110	2.92e-018 ***
SMB	0.381939	0.0481041	7.940	1.70e-014 ***
HML	0.102801	0.0271705	3.784	0.0002 ***
splitdum	0.0645479	0.0607187	1.063	0.2883
sd_rmNet	-0.0350699	0.0664900	-0.5274	0.5981
sd_SMB	-0.133615	0.0725615	-1.841	0.0662 *
sd_HML	0.0720213	0.0406154	1.773	0.0769 *
Mean dependent var	-0.250469	S.D. dependent var	0.664163	
Sum squared resid	146.7072	S.E. of regression	0.577430	
R-squared	0.255962	Adjusted R-squared	0.244126	
F(7, 440)	21.62400	P-value(F)	4.25e-25	
Log-likelihood	-385.6211	Akaike criterion	787.2423	
Schwarz criterion	820.0806	Hannan-Quinn	800.1874	
rho	0.191688	Durbin-Watson	1.591480	
Chow test for structural break at observation 03/08/27				
$F(4, 440) = 3.35472$ with p-value 0.0101				

A3.11 Sottocampione E1

A3.11.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **E1**
Livello di nidificazione: **3**

Data Prima Rilevazione: **6 Febbraio 2007**
Data Ultima Rilevazione: **22 Maggio 2007**
Numero Rilevazioni: **72**

Nuova data di break: **NoBreak 1%**

Codice sottocampione finale: **S4**

A3.11.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 72 observations 07/02/06-07/05/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0318785	0.0684998	-0.4654	0.6431
rmNet	0.425967	0.0808409	5.269	1.52e-06 ***
SMB	0.470299	0.0900271	5.224	1.82e-06 ***
HML	0.209969	0.0513364	4.090	0.0001 ***
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360	
Sum squared resid	20.00312	S.E. of regression	0.542368	
R-squared	0.407147	Adjusted R-squared	0.380991	
F(3, 68)	15.56650	P-value(F)	8.26e-08	
Log-likelihood	-56.05558	Akaike criterion	120.1112	
Schwarz criterion	129.2178	Hannan-Quinn	123.7365	
rho	0.181215	Durbin-Watson	1.475971	

A3.11.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: Chow test for structural break at observation 07/05/01 - Null hypothesis: no structural break Test statistic: $F(4, 64) = 4.77353$ with p-value = $P(F(4, 64) > 4.77353) = 0.00196501$
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum $F(4, 64) = 4.77353$ occurs at observation 07/05/01 Significant at the 5 percent level (5% critical value = 4.09) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.11.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow				
Esito Test:				
QLR test for structural break -				
Null hypothesis: no structural break				
Test statistic: max $F(4, 64) = 4.77353$ at observation 07/05/01				
(5 percent critical value = 4.09)				
Dettaglio Test:				
Augmented regression for Chow test				
OLS estimates using the 72 observations 07/02/06-07/05/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	-0.275124	0.0839100	-3.279	0.0017 ***
rmNet	0.191252	0.0948558	2.016	0.0480 **
SMB	0.155974	0.125513	1.243	0.2185
HML	0.0491839	0.0647676	0.7594	0.4504
splitdum	0.537837	0.155356	3.462	0.0010 ***
sd_rmNet	0.361953	0.230638	1.569	0.1215
sd_SMB	0.360298	0.213365	1.689	0.0962 *
sd_HML	0.240546	0.103139	2.332	0.0228 **
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360	
Sum squared resid	15.40662	S.E. of regression	0.490641	
R-squared	0.543378	Adjusted R-squared	0.493435	
F(7, 64)	10.87995	P-value(F)	5.89e-09	
Log-likelihood	-46.65630	Akaike criterion	109.3126	
Schwarz criterion	127.5259	Hannan-Quinn	116.5634	
rho	0.085877	Durbin-Watson	1.660528	
Chow test for structural break at observation 07/05/01				
$F(4, 64) = 4.77353$ with p-value 0.0020				

A3.12 Sottocampione E2

A3.12.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **E2**
 Livello di nidificazione: **3**

Data Prima Rilevazione: **23 Maggio 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **14 Aprile 2008**
 Numero Rilevazioni: **222**

Nuova data di break: **6 Settembre 2007**

Campioni generati dalla divisione del campione: **F1, F2**
F1: dal 23 Maggio 2007 al 5 Settembre 2007
F2: dal 6 Settembre 2007 al 14 Aprile 2008

A3.12.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 222 observations 07/05/23-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.168287	0.0353570	-4.760	3.53e-06 ***
rmNet	0.395902	0.0458425	8.636	1.24e-015 ***
SMB	0.391429	0.0541489	7.229	8.12e-012 ***
HML	0.103758	0.0289599	3.583	0.0004 ***
Mean dependent var	-0.278014	S.D. dependent var	0.567119	
Sum squared resid	51.66580	S.E. of regression	0.486826	
R-squared	0.273121	Adjusted R-squared	0.263118	
F(3, 218)	27.30416	P-value(F)	4.96e-15	
Log-likelihood	-153.1795	Akaike criterion	314.3591	
Schwarz criterion	327.9698	Hannan-Quinn	319.8542	
rho	0.180882	Durbin-Watson	1.577098	

A3.12.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test:
QLR test for structural break -
Null hypothesis: no structural break
Test statistic: max F(4, 214) = 8.06124 at observation 07/09/06
(1 percent critical value = 5.12)
Dettaglio Test:
Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point,
with 15 percent trimming:
The maximum F(4, 214) = 8.06124 occurs at observation 07/09/06
Significant at the 1 percent level (1% critical value = 5.12)
This statistic does not follow the standard F distribution;
critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.12.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow				
Esito Test:				
Chow test for structural break at observation 07/09/06 -				
Null hypothesis: no structural break				
Test statistic: $F(4, 214) = 8.06124$				
with p-value = $P(F(4, 214) > 8.06124) = 4.51217e-006$				
Dettaglio Test:				
Augmented regression for Chow test				
OLS estimates using the 222 observations 07/05/23-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	-0.0318785	0.0578513	-0.5510	0.5822
rmNet	0.425967	0.0682739	6.239	2.32e-09 ***
SMB	0.470299	0.0760320	6.186	3.10e-09 ***
HML	0.209969	0.0433560	4.843	2.45e-06 ***
splitdum	-0.221070	0.0709732	-3.115	0.0021 ***
sd_rmNet	-0.0551909	0.0886560	-0.6225	0.5343
sd_SMB	-0.104497	0.103272	-1.012	0.3128
sd_HML	-0.205983	0.0561149	-3.671	0.0003 ***
Mean dependent var	-0.278014	S.D. dependent var	0.567119	
Sum squared resid	44.90034	S.E. of regression	0.458055	
R-squared	0.368304	Adjusted R-squared	0.347641	
F(7, 214)	17.82434	P-value(F)	1.43e-18	
Log-likelihood	-137.6006	Akaike criterion	291.2012	
Schwarz criterion	318.4226	Hannan-Quinn	302.1915	
rho	0.114227	Durbin-Watson	1.699725	
Chow test for structural break at observation 07/09/06				
$F(4, 214) = 8.06124$ with p-value 0.0000				

A3.13 Sottocampione F1

A3.13.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **F1**
 Livello di nidificazione: **4**

Data Prima Rilevazione: **23 Maggio 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **5 Settembre 2007**
 Numero Rilevazioni: **72**

Nuova data di break: **NoBreak 1%**

Codice sottocampione finale: **F1**

A3.13.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 72 observations 07/05/23-07/09/05				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0318785	0.0684998	-0.4654	0.6431
rmNet	0.425967	0.0808409	5.269	1.52e-06 ***
SMB	0.470299	0.0900271	5.224	1.82e-06 ***
HML	0.209969	0.0513364	4.090	0.0001 ***
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360	
Sum squared resid	20.00312	S.E. of regression	0.542368	
R-squared	0.407147	Adjusted R-squared	0.380991	
F(3, 68)	15.56650	P-value(F)	8.26e-08	
Log-likelihood	-56.05558	Akaike criterion	120.1112	
Schwarz criterion	129.2178	Hannan-Quinn	123.7365	
rho	0.181215	Durbin-Watson	1.475971	

A3.13.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 64) = 4.77353 at observation 07/08/14 (5 percent critical value = 4.09)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 64) = 4.77353 occurs at observation 07/08/14 Significant at the 5 percent level (5% critical value = 4.09) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.13.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow					
Esito Test:					
Chow test for structural break at observation 07/08/14 -					
Null hypothesis: no structural break					
Test statistic: $F(4, 64) = 4.77353$					
with p-value = $P(F(4, 64) > 4.77353) = 0.00196501$					
Dettaglio Test:					
Augmented regression for Chow test					
OLS estimates using the 72 observations 07/05/23-07/09/05					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.275124	0.0839100	-3.279	0.0017	***
rmNet	0.191252	0.0948558	2.016	0.0480	**
SMB	0.155974	0.125513	1.243	0.2185	
HML	0.0491839	0.0647676	0.7594	0.4504	
splitdum	0.537837	0.155356	3.462	0.0010	***
sd_rmNet	0.361953	0.230638	1.569	0.1215	
sd_SMB	0.360298	0.213365	1.689	0.0962	*
sd_HML	0.240546	0.103139	2.332	0.0228	**
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var		0.689360	
Sum squared resid	15.40662	S.E. of regression		0.490641	
R-squared	0.543378	Adjusted R-squared		0.493435	
F(7, 64)	10.87995	P-value(F)		5.89e-09	
Log-likelihood	-46.65630	Akaike criterion		109.3126	
Schwarz criterion	127.5259	Hannan-Quinn		116.5634	
rho	0.085877	Durbin-Watson		1.660528	
Chow test for structural break at observation 07/08/14					
$F(4, 64) = 4.77353$ with p-value 0.0020					

A3.14 Sottocampione F2

A3.14.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **F2**
 Livello di nidificazione: **4**

Data Prima Rilevazione: **6 Settembre 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **14 Aprile 2008**
 Numero Rilevazioni: **150**

Nuova data di break: **20 Dicembre 2007**

Campioni generati dalla divisione del campione: **G1, G2**
G1: dal 6 Settembre 2007 al 19 Dicembre 2007
G2: dal 20 Dicembre 2007 al 14 Aprile 2008

A3.14.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 150 observations 07/09/06-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.128999	0.0442663	-2.914	0.0041 ***
rmNet	0.431566	0.0602075	7.168	3.50e-011 ***
SMB	0.442260	0.0656204	6.740	3.42e-010 ***
HML	0.127889	0.0359260	3.560	0.0005 ***
Mean dependent var	-0.244855	S.D. dependent var	0.603321	
Sum squared resid	37.54162	S.E. of regression	0.507084	
R-squared	0.307803	Adjusted R-squared	0.293580	
F(3, 146)	21.64090	P-value(F)	1.18e-11	
Log-likelihood	-108.9519	Akaike criterion	225.9038	
Schwarz criterion	237.9463	Hannan-Quinn	230.7963	
rho	0.211182	Durbin-Watson	1.496913	

A3.14.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 142) = 6.06458 at observation 07/12/20 (1 percent critical value = 5.12)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 142) = 6.06458 occurs at observation 07/12/20 Significant at the 1 percent level (1% critical value = 5.12) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.14.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow				
Esito Test:				
Chow test for structural break at observation 07/12/20 -				
Null hypothesis: no structural break				
Test statistic: $F(4, 142) = 6.06458$				
with p-value = $P(F(4, 142) > 6.06458) = 0.000155671$				
Dettaglio Test:				
Augmented regression for Chow test				
OLS estimates using the 150 observations 07/09/06-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	-0.0287366	0.0589083	-0.4878	0.6264
rmNet	0.423694	0.0696223	6.086	1.02e-08 ***
SMB	0.460860	0.0767435	6.005	1.52e-08 ***
HML	0.208348	0.0448408	4.646	7.63e-06 ***
splitdum	-0.176120	0.0841809	-2.092	0.0382 **
sd_rmNet	0.0788844	0.120420	0.6551	0.5135
sd_SMB	0.0571169	0.132278	0.4318	0.6665
sd_HML	-0.183382	0.0680415	-2.695	0.0079 ***
Mean dependent var	-0.244855	S.D. dependent var	0.603321	
Sum squared resid	32.06402	S.E. of regression	0.475187	
R-squared	0.408800	Adjusted R-squared	0.379656	
F(7, 142)	14.02706	P-value(F)	9.48e-14	
Log-likelihood	-97.12323	Akaike criterion	210.2465	
Schwarz criterion	234.3315	Hannan-Quinn	220.0315	
rho	0.167953	Durbin-Watson	1.572702	
Chow test for structural break at observation 07/12/20				
$F(4, 142) = 6.06458$ with p-value 0.0002				

A3.15 Sottocampione G1

A3.15.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **G1**
 Livello di nidificazione: **4**

Data Prima Rilevazione: **6 Settembre 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **19 Dicembre 2007**
 Numero Rilevazioni: **74**

Nuova data di break: **NoBreak 1%**

Codice sottocampione finale: **S6**

A3.15.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 74 observations 07/09/06-07/12/19				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0287366	0.0665471	-0.4318	0.6672
rmNet	0.423694	0.0786504	5.387	9.10e-07 ***
SMB	0.460860	0.0866950	5.316	1.20e-06 ***
HML	0.208348	0.0506554	4.113	0.0001 ***
Mean dependent var	-0.184125	S.D. dependent var	0.681747	
Sum squared resid	20.17125	S.E. of regression	0.536806	
R-squared	0.405484	Adjusted R-squared	0.380005	
F(3, 70)	15.91427	P-value(F)	5.46e-08	
Log-likelihood	-56.90860	Akaike criterion	121.8172	
Schwarz criterion	131.0335	Hannan-Quinn	125.4937	
rho	0.196623	Durbin-Watson	1.461488	

A3.15.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 66) = 4.94124 at observation 07/11/27 (5 percent critical value = 4.09)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 66) = 4.94124 occurs at observation 07/11/27 Significant at the 5 percent level (5% critical value = 4.09) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.15.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow					
Esito Test:					
Chow test for structural break at observation 07/11/27 -					
Null hypothesis: no structural break					
Test statistic: $F(4, 66) = 4.94124$					
with p-value = $P(F(4, 66) > 4.94124) = 0.00151522$					
Dettaglio Test:					
Augmented regression for Chow test					
OLS estimates using the 74 observations 07/09/06-07/12/19					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.275124	0.0829395	-3.317	0.0015	***
rmNet	0.191252	0.0937587	2.040	0.0454	**
SMB	0.155974	0.124062	1.257	0.2131	
HML	0.0491839	0.0640185	0.7683	0.4451	
splitdum	0.537124	0.146012	3.679	0.0005	***
sd_rmNet	0.294657	0.198301	1.486	0.1421	
sd_SMB	0.297000	0.188066	1.579	0.1191	
sd_HML	0.245174	0.101137	2.424	0.0181	**
Mean dependent var	-0.184125	S.D. dependent var		0.681747	
Sum squared resid	15.52269	S.E. of regression		0.484966	
R-squared	0.542493	Adjusted R-squared		0.493969	
F(7, 66)	11.18001	P-value(F)		3.07e-09	
Log-likelihood	-47.21624	Akaike criterion		110.4325	
Schwarz criterion	128.8650	Hannan-Quinn		117.7854	
rho	0.077794	Durbin-Watson		1.676798	
Chow test for structural break at observation 07/11/27					
$F(4, 66) = 4.94124$ with p-value 0.0015					

A3.16 Sottocampione G2

A3.16.1 Descrizione Campione

Codice identificativo del sottocampione: **G2**
 Livello di nidificazione: **5**

Data Prima Rilevazione: **20 Dicembre 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **14 Aprile 2008**
 Numero Rilevazioni: **76**

Nuova data di break: **28 Marzo 2008**

Campioni generati dalla divisione del campione: **H1, H2**
H1: dal 20 Dicembre 2007 al 27 Marzo 2008
H2: dal 28 Marzo 2008 al 14 Aprile 2008

Codice sottocampione finale: **S7**

PS: Poiché la divisione del campione genererebbe una partizione con solamente 12 rilevazioni si utilizzerà nelle successive analisi il campione intero.

A3.16.2 Stima modello OLS Completo

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 76 observations 07/12/20-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0190593	0.0662662	-0.2876	0.7745
rmNet	0.422222	0.0789234	5.350	9.96e-07 ***
SMB	0.448278	0.0865362	5.180	1.94e-06 ***
HML	0.201686	0.0505868	3.987	0.0002 ***
Mean dependent var	-0.177314	S.D. dependent var	0.674485	
Sum squared resid	20.92634	S.E. of regression	0.539114	
R-squared	0.386679	Adjusted R-squared	0.361124	
F(3, 72)	15.13124	P-value(F)	9.88e-08	
Log-likelihood	-58.82978	Akaike criterion	125.6596	
Schwarz criterion	134.9825	Hannan-Quinn	129.3855	
rho	0.206773	Durbin-Watson	1.449667	

A3.16.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 68) = 5.66362 at observation 08/03/28 (1 percent critical value = 5.12)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 68) = 5.66362 occurs at observation 08/03/28 Significant at the 1 percent level (1% critical value = 5.12) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A3.16.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow					
Esito Test:					
Chow test for structural break at observation 08/03/28 -					
Null hypothesis: no structural break					
Test statistic: $F(4, 68) = 5.66362$					
with p-value = $P(F(4, 68) > 5.66362) = 0.000539053$					
Dettaglio Test:					
Augmented regression for Chow test					
OLS estimates using the 76 observations 07/12/20-08/04/14					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	

const	-0.234905	0.0775127	-3.031	0.0035	***
rmNet	0.196636	0.0872909	2.253	0.0275	**
SMB	0.221824	0.105762	2.097	0.0397	**
HML	0.0278363	0.0592694	0.4697	0.6401	
splitdum	0.481479	0.185140	2.601	0.0114	**
sd_rmNet	0.393171	0.275273	1.428	0.1578	
sd_SMB	0.145065	0.207182	0.7002	0.4862	
sd_HML	0.364011	0.120334	3.025	0.0035	***
Mean dependent var	-0.177314	S.D. dependent var	0.674485		
Sum squared resid	15.69686	S.E. of regression	0.480454		
R-squared	0.539948	Adjusted R-squared	0.492589		
F(7, 68)	11.40133	P-value(F)	1.80e-09		
Log-likelihood	-47.90296	Akaike criterion	111.8059		
Schwarz criterion	130.4518	Hannan-Quinn	119.2577		
rho	0.155007	Durbin-Watson	1.532243		
Chow test for structural break at observation 08/03/28					
$F(4, 68) = 5.66362$ with p-value 0.0005					

Appendice 4: Analisi Rolling sul campione dei dati giornalieri

Per poter analizzare l'evoluzione del beta tra il rendimento del comparto immobiliare e quello di mercato è stata effettuata una analisi rolling prendendo una finestra di 60 giorni lavorativi (circa un trimestre di rilevazioni) ed applicandola in modo iterativo per l'intera ampiezza del campione disponibile.

Per la stima dei coefficienti di regressione sono stati utilizzati sia un modello OLS che un modello Garch11, che consente di tener conto dell'eteroschedasticità dei dati.

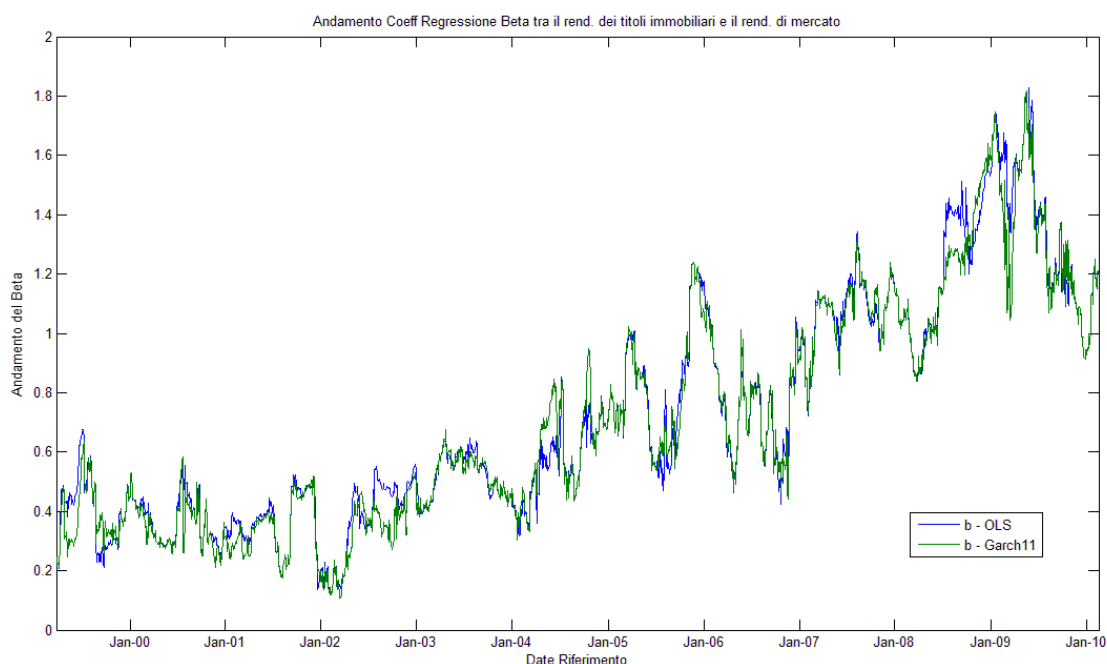
Entrambe i modelli, come evidenziato dal grafico A4.1, mostrano un andamento non costante del beta.

Dall'analisi del grafico si evidenzia che il coefficiente di regressione tra il rendimento dei titoli del comparto immobiliare ed il rendimento di mercato (il beta) aumenta negli ultimi anni, anche in modo notevole, in corrispondenza della crisi del mercato immobiliare negli USA.

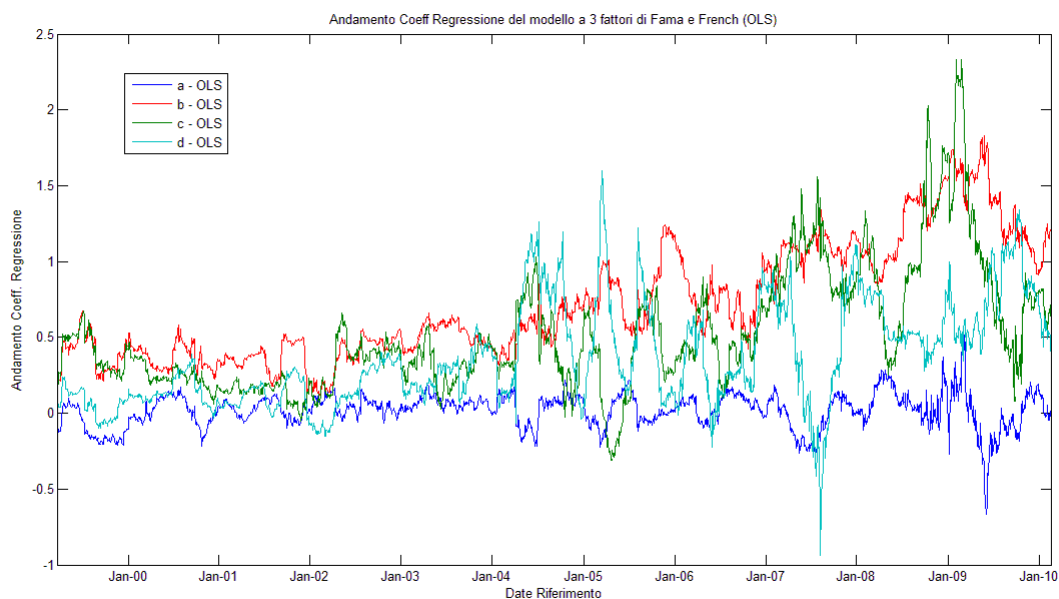
I titoli del comparto immobiliare sono quindi passati da titoli conservativi (scarsamente correlati con l'andamento del mercato) a titoli altamente speculativi che amplificano le variazioni del rendimento di mercato (beta maggiori di uno e addirittura quasi prossimi a due).

Anche gli altri coefficienti della regressione presentano un andamento non costante sia regredendo i dati tramite un modello OLS (grafico A4.2) che un modello Garch11 (grafico A4.3).

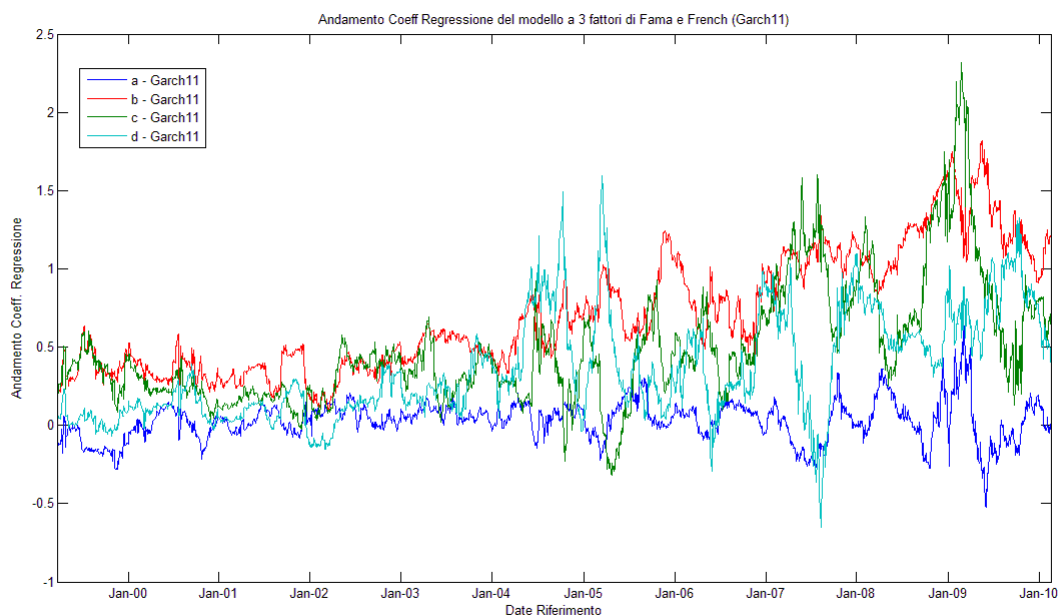
G19: Andamento del coefficiente di regressione tra il rendimento dei titoli immobiliari ed il rendimento di mercato (Beta) nel modello OLS e Garch11 utilizzando una finestra di 60 giorni lavorativi.



G20: Andamento dei coefficienti di regressione del modello a tre fattori di Fama e French stimata con un modello OLS utilizzando una finestra di 60 giorni lavorativi.



G21: Andamento dei coefficienti di regressione del modello a tre fattori di Fama e French stimata con un modello Garch11 utilizzando una finestra di 60 giorni lavorativi.



Appendice 5: Analisi dell'intero campione dei dati giornalieri

In questa appendice sarà analizzato il campione dei dati completo (dal 4 Gennaio 1999 al 22 Febbraio 2010).

Dalle statistiche di base emerge che la nostra variabile dipendente, RaNet, presenta una skew leggermente positiva ed una fortissima curtosi che induce a pensare ad una forte eteroschedasticità della sua distribuzione.

Per poter analizzare il beta tra il rendimento dei titoli immobiliari e il rendimento di mercato è stato utilizzato il modello a tre fattori di Fama e French:

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

In cui, come descritto nell'appendice A2 (A2.1), è analizzato l'extra rendimento dell'investimento immobiliare (RaNet) in funzione dell'extra rendimento di mercato (RmNet), della differenza tra i rendimenti attesi dai titoli a bassa capitalizzazione rispetto a quelli ad alta capitalizzazione (SMB), e della differenza tra i rendimenti attesi dai titoli con un alto rapporto Book-to-Price rispetto a quelli contraddistinti da un basso valore del rapporto (HML).

Per agevolare un confronto tra i risultati ottenuti applicando diversi modelli ai dati sono state costruite due tabelle sintetiche con i risultati della stima dei coefficienti del modello a tre fattori descritto precedentemente (A2.1) e delle statistiche sintetiche sulla bontà della regressione ottenuta applicando diversi modelli.

Nelle due tabelle in calce sono stati riportati, rispettivamente, i risultati della stima tramite il modello OLS e tramite i modelli che considerano l'eteroschedasticità dei dati.

Nelle colonne sono indicati con le sigle a-b-c-d i coefficienti di regressione del modello a tre fattori di Fama e French (A2.1); con la sigla LogLike la log verosimiglianza; con Akaike il valore del criterio di Akaike; con Schwarz il valore del criterio di Schwarz.

I risultati del modello OLS sono stati riportati separatamente in quanto non sono direttamente confrontabili con i risultati dei modelli a varianza condizionata.

Tipo Modello	a	b	B	d	LogLike	Akaike	Shwartz	DiffeNorm
OLS	0.02211	1.1055	0.7964	0.5875	-4476.29	8960.59	8984.26	2409.60
OLSr	x	1.1049	0.7975	0.5874	-4476.73	8959.46	8977.22	2409.89

Tipo Modello	Dist	a	b	C	d	LogLike	Akaike	Shwartz	DiffeNorm
Arch5	N	0.0308	0.8905	0.5884	0.4669	-3746.37	7500.74	7524.40	4186.35
Garch11	N	0.0278	0.5892	0.4128	0.2532	-3567.73	7151.45	7198.79	5556.41
Garch12	N	0.0295	0.5867	0.4053	0.2491	-3559.85	7137.70	7190.96	5563.76
E - Arch5	N	0.0244	0.7325	0.4952	0.3585	-3847.00	7724.00	7812.80	5101.70
E - Garch11	N	0.0130	0.6222	0.4129	0.2683	-3655.20	7326.40	7373.70	5491.68
E - Garch12	N	0.0194	0.5862	0.4019	0.2479	-3564.70	7147.30	7200.60	8945.39
GJR - Arch5	N	0.0196	0.6170	0.4096	0.2724	-3650.20	7330.40	7419.20	5508.00
GJR-Garch11	N	0.0183	0.5879	0.4117	0.2560	-3563.60	7143.20	7190.50	14712.60
GJR-Garch12	N	0.0189	0.5857	0.4035	0.2521	-3554.80	7127.70	7180.90	5568.56
Arch5	T	0.0275	0.6109	0.4290	0.2656	-3563.60	7149.20	7214.30	5505.23
Garch11	T	0.0265	0.6051	0.4277	0.2594	-3503.60	7023.30	7070.60	5515.90
Garch12	T	0.0270	0.6043	0.4234	0.2580	-3499.90	7017.80	7071.10	5519.71

Nei successivi punti dell'appendice saranno riportati i risultati della stima dei vari modelli al campione completo e le analisi dei rispettivi residui.

Tutti i modelli proposti presentano residui con alta eteroschedasticità e quadrati dei residui con alta e persistente correlazione presumibilmente dovuta alla presenza di break strutturali confermata dal test di Quandt.

Tra i vari modelli proposti quelli che rappresentano meglio il processo generativo dei dati sono i modelli Arch5 e Garch11.

Nelle prossime appendici saranno analizzati separatamente i sottocampioni generati nell'appendice A4 utilizzando in modo iterativo il test di Quandt.

A5.1 Descrizione del campione completo dei dati giornalieri (S0)

A5.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **4 Gennaio 2000**
 Data Ultima Rilevazione: **22 Febbraio 2010**
 Numero Rilevazioni: **2667**
 Cod Identificativo: **S0**

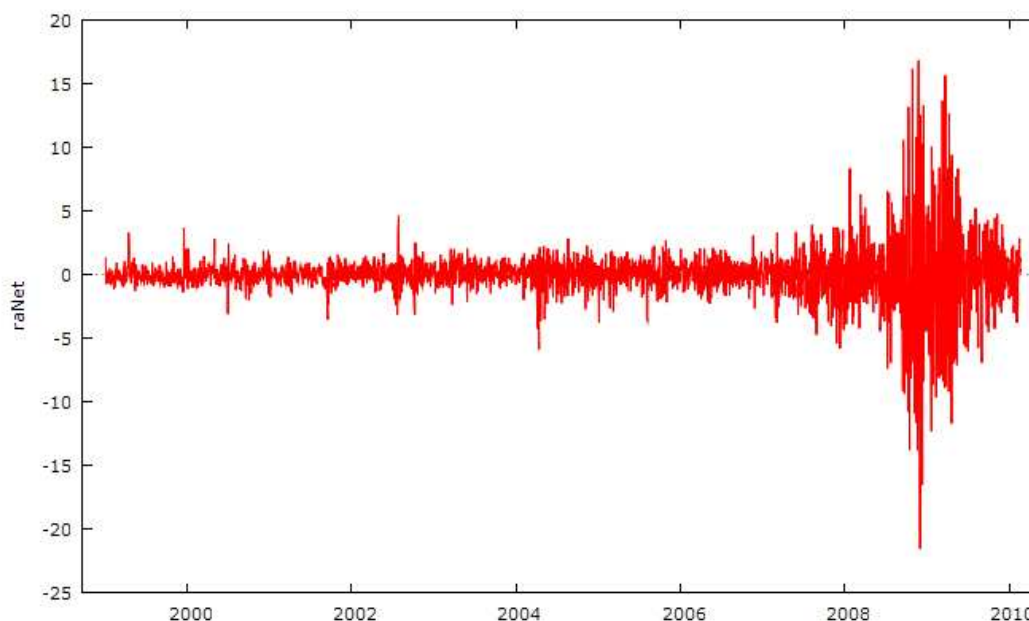
A5.1.2 Statistiche di Base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 99/01/04 - 10/02/22				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.0094637	-0.0043677	-21.563	16.858
rmNet	-0.048100	0.0062479	-9.5225	10.901
SMB	0.027069	0.034803	-4.0957	5.0958
HML	7.0061E-05	0.0054359	-9.9866	5.5715
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	2.1229	224.32	-0.17949	17.567
rmNet	1.3865	28.825	-0.11187	7.2847
SMB	0.72752	26.876	-0.071012	3.2019
HML	1.2897	18409	-0.19713	4.3636

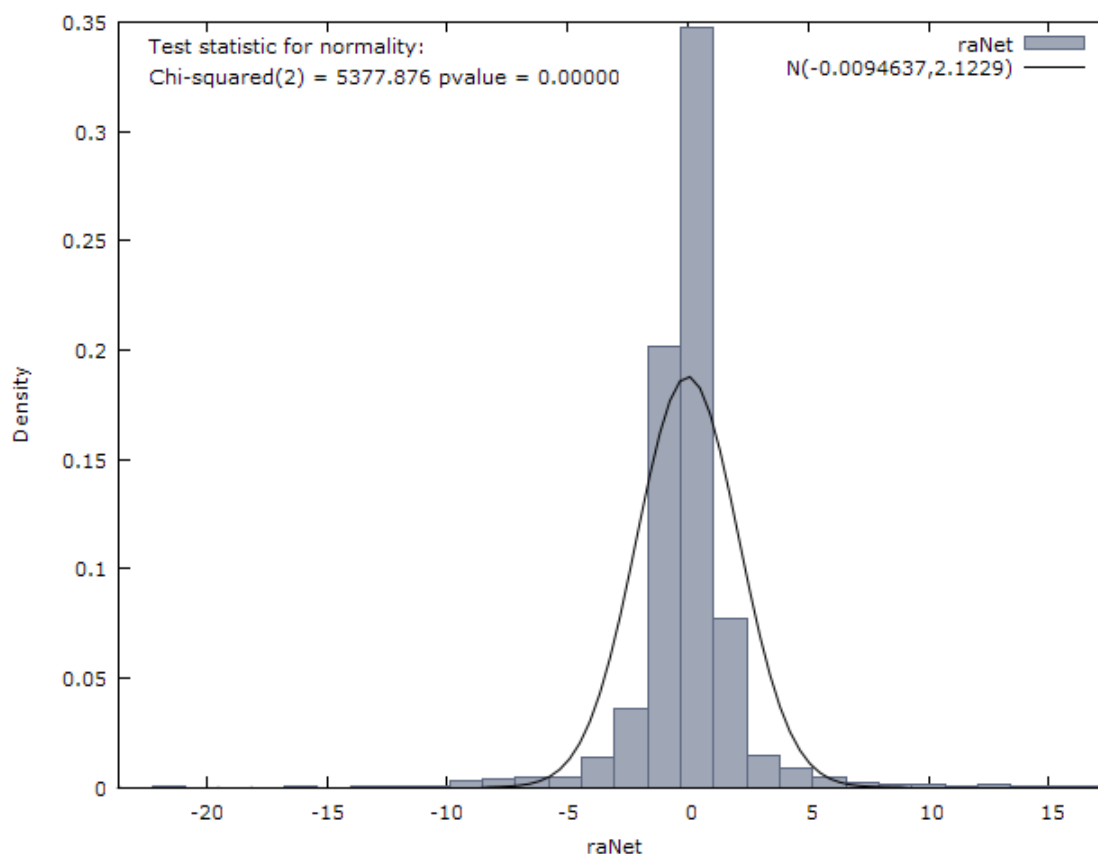
A5.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 99/01/04 - 10/02/22				
5% critical value (two-tailed) = 0.0374 for n = 2745				
raNet	rmNet	SMB	HML	
1.0000	0.6660	0.2902	0.2826	raNet
	1.0000	-0.0232	-0.1390	rmNet
		1.0000	0.0954	SMB
			1.0000	HML

A5.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



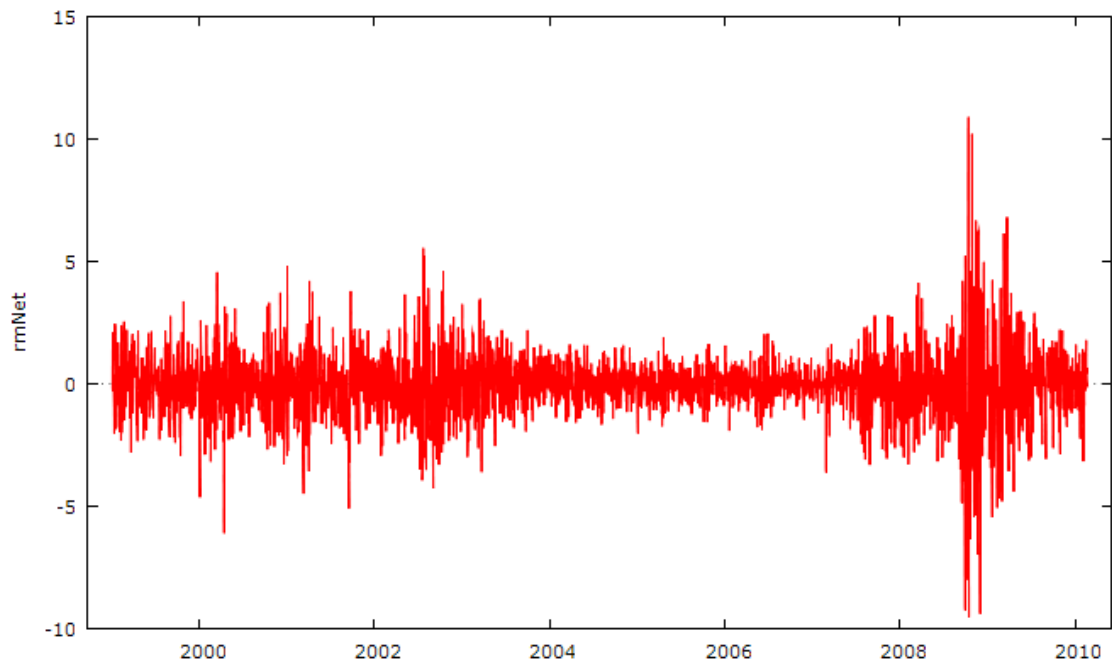
A5.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet con la normale



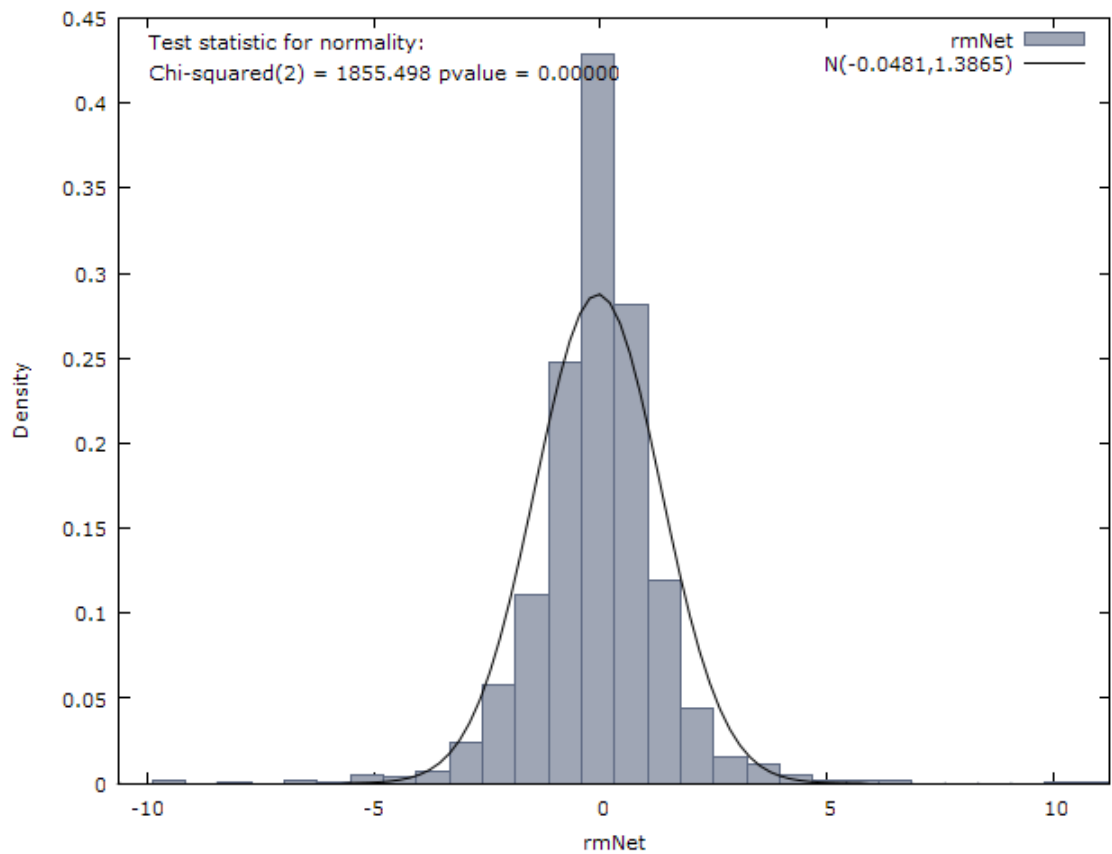
A5.1.6 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.27737 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -43.1291$ asymptotic p-value 0.001828</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.27744 test statistic: $\tau_c(1) = -43.1233$ asymptotic p-value 1.438e-011</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.27752 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -43.1175$ asymptotic p-value 6.389e-058</p>

A5.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



A5.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet con la normale



A5.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet

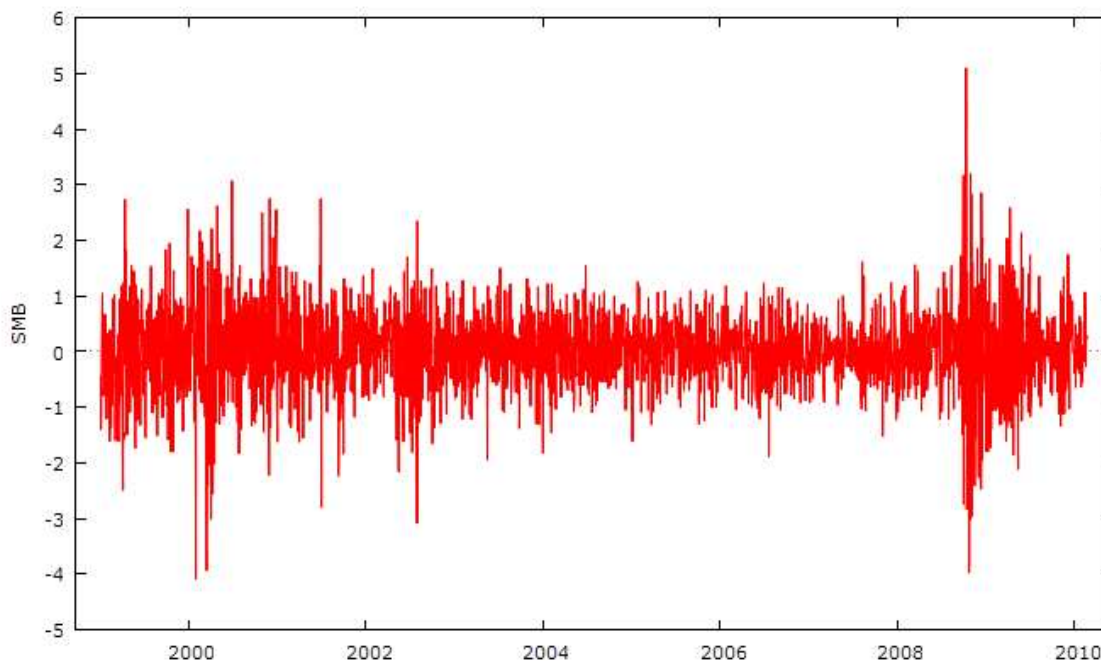
```
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rmNet
including one lag of (1-L)rmNet
sample size 2743
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.15467
test statistic: tau_nc(1) = -41.3305
asymptotic p-value 1.156e-006

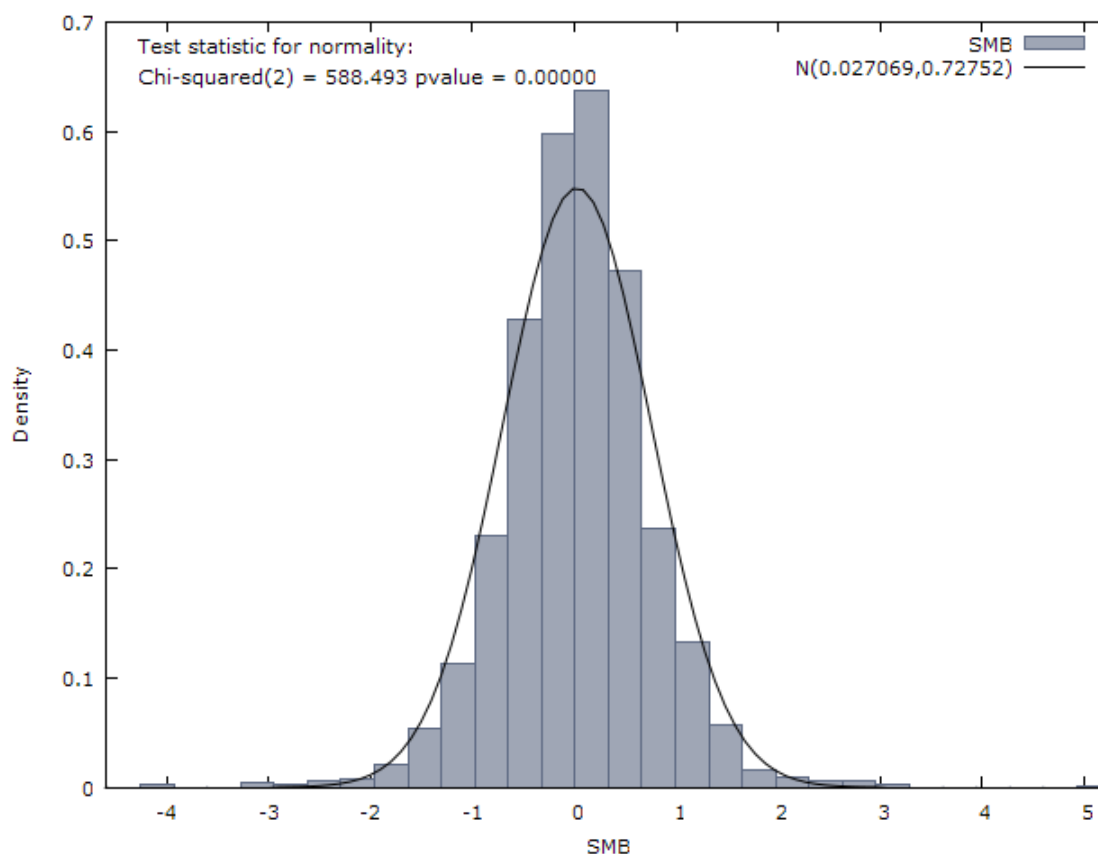
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.15771
test statistic: tau_c(1) = -41.4118
asymptotic p-value 1.103e-016

with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.15783
test statistic: tau_ct(1) = -41.4083
asymptotic p-value 6.389e-058
```

A5.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



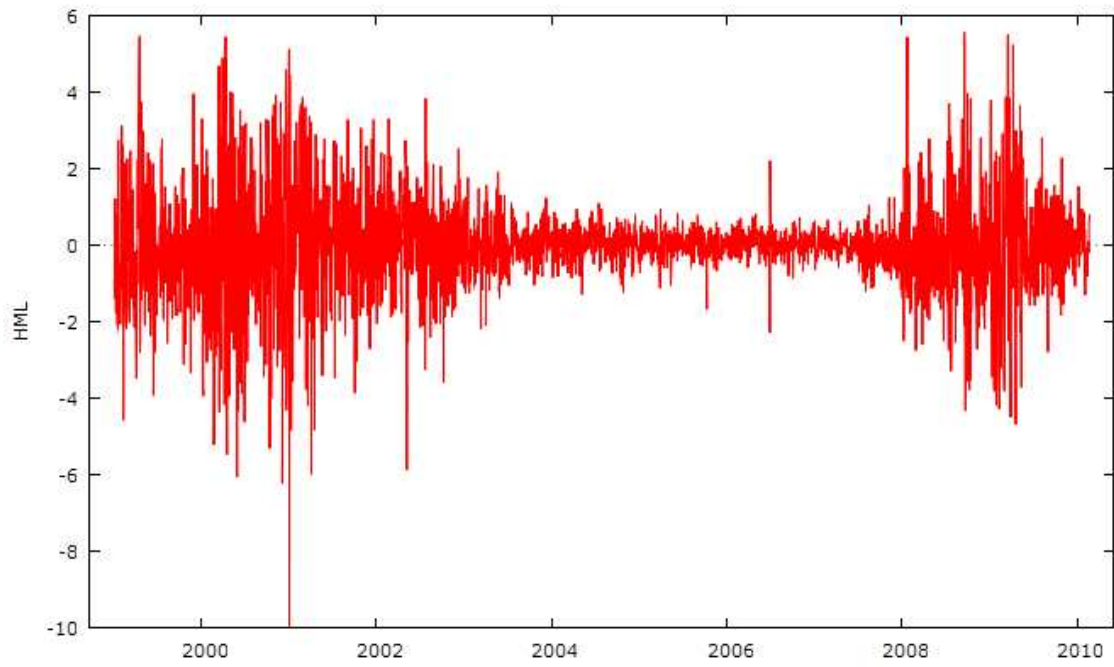
A5.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB con la normale



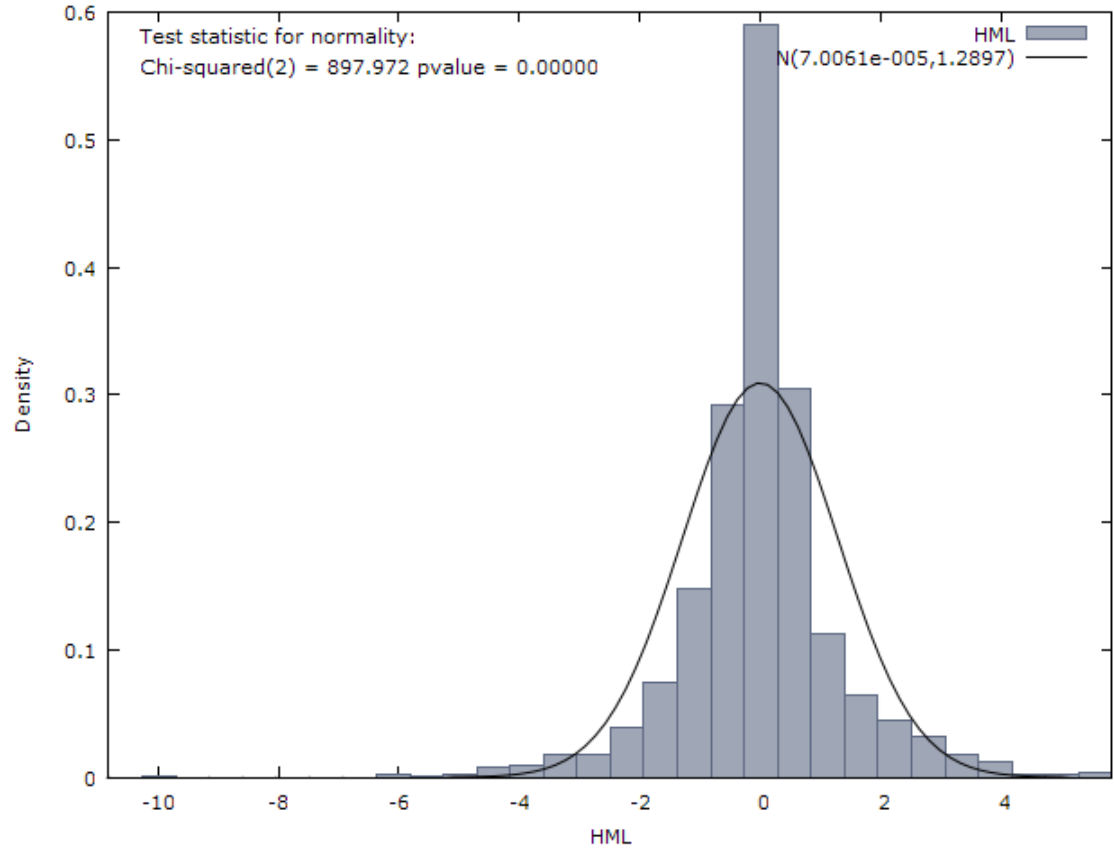
A5.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 estimated value of (a - 1): -1.07705 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -39.248$ asymptotic p-value 1.863e-011</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 estimated value of (a - 1): -1.08021 test statistic: $\tau_c(1) = -39.3331$ asymptotic p-value 2.284e-023</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 estimated value of (a - 1): -1.0808 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -39.3439$ asymptotic p-value 6.389e-058</p>

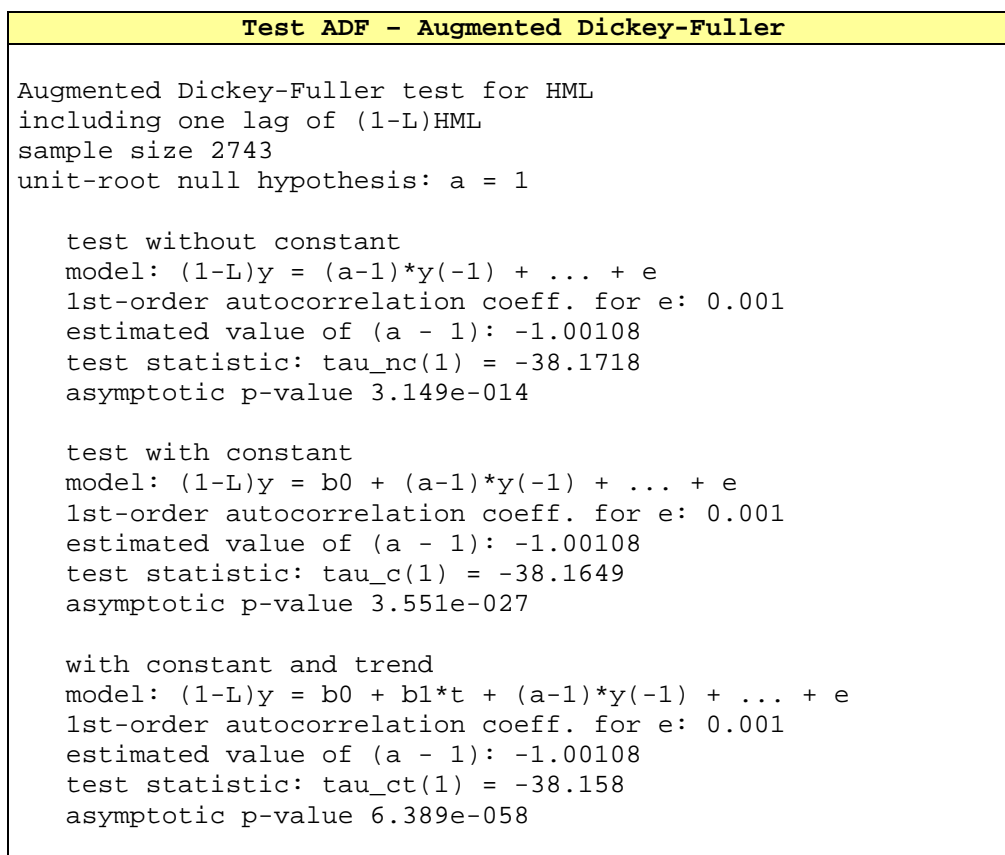
A5.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



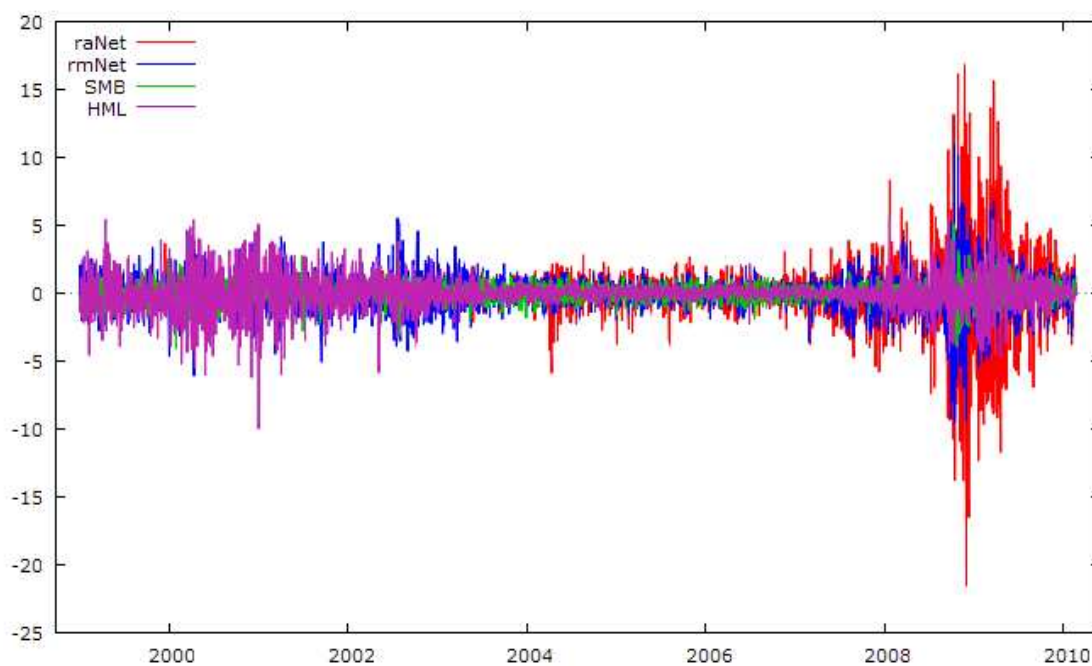
A5.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML con la normale



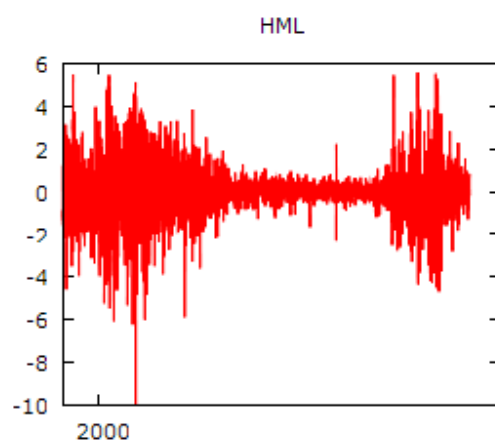
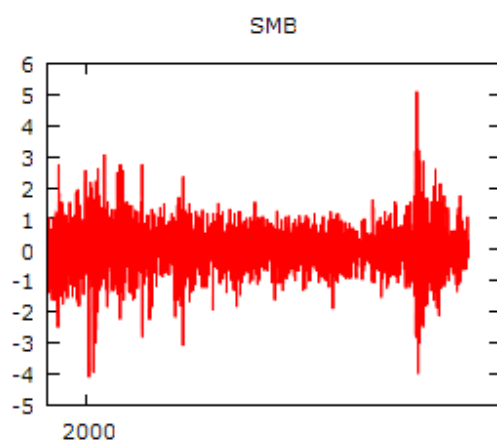
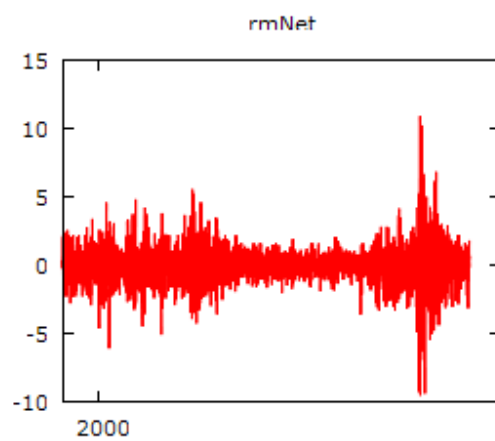
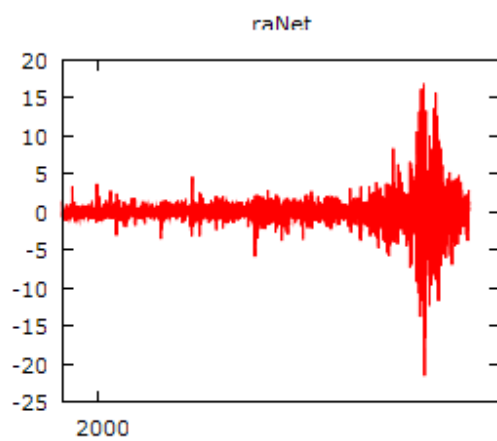
A5.1.15 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente HML



A5.1.16 Grafico Andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A5.1.17 Grafico Andamento dell'insieme delle variabili



A5.2 Individuazione della forma del modello OLS

A5.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

A5.2.2 Stima del modello OLS completo

Stima modello OLS				
OLS:				
OLS estimates using the 2745 observations 99/01/04-10/02/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	0.0221091	0.0236363	0.9354	0.3497
rmNet	1.10546	0.0171966	64.28	0.0000 ***
SMB	0.796409	0.0326028	24.43	2.11e-119 ***
HML	0.587508	0.0185661	31.64	1.35e-187 ***
Mean dependent var	-0.009464	S.D. dependent var	2.122854	
Sum squared resid	4192.595	S.E. of regression	1.236764	
R-squared	0.660954	Adjusted R-squared	0.660583	
F(3, 2741)	1781.151	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	-4476.293	Akaike criterion	8960.586	
Schwarz criterion	8984.257	Hannan-Quinn	8969.139	
rho	-0.127879	Durbin-Watson	2.254412	

A5.2.3 Test di Omissione Parametri

Test Omissione Variabili				
Sintesi esito test:				
Test for omission of variables -				
Null hypothesis: parameters are zero for the variables				
const				
Test statistic: F(1, 2741) = 0.874951				
with p-value = P(F(1, 2741) > 0.874951) = 0.349671				
Dettaglio Test:				
Model 4: OLS estimates using the 2745 observations 99/01/04-10/02/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	1.10490	0.0171859	64.29	0.0000 ***
SMB	0.797536	0.0325798	24.48	7.37e-120 ***
HML	0.587366	0.0185651	31.64	1.51e-187 ***
Mean dependent var	-0.009464	S.D. dependent var	2.122854	
Sum squared resid	4193.933	S.E. of regression	1.236736	
R-squared	0.660853	Adjusted R-squared	0.660605	
F(3, 2742)	1780.994	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	-4476.731	Akaike criterion	8959.463	
Schwarz criterion	8977.215	Hannan-Quinn	8965.877	
rho	-0.127591	Durbin-Watson	2.253813	
Comparison of Model 1 and Model 4:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero for the variables				
const				
Test statistic: F(1, 2741) = 0.874951, with p-value = 0.349671				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

A5.2.4 Test di Quandt per la verifica dei break strutturali

Test di Quandt
<p>Sintesi esito test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max $F(4, 2737) = 245.336$ at observation 07/02/06 (1 percent critical value = 5.12)</p>
<p>Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum $F(4, 2737) = 245.336$ occurs at observation 07/02/06 Significant at the 1 percent level (1% critical value = 5.12) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).</p>

A5.2.5 Test di Chow per la data break evidenziata dal test di Quandt

Test di Chow				
<p>Sintesi esito test: Chow test for structural break at observation 07/02/06 - Null hypothesis: no structural break Test statistic: $F(4, 2737) = 245.336$ with p-value = $P(F(4, 2737) > 245.336) = 2.79194e-180$</p>				
<p>Dettaglio Test: Augmented regression for Chow test OLS estimates using the 2745 observations 99/01/04-10/02/22 Dependent variable: raNet</p>				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	0.0295672	0.0238410	1.240	0.2150
rmNet	0.509533	0.0251382	20.27	3.19e-085 ***
SMB	0.383251	0.0343022	11.17	2.26e-028 ***
HML	0.210098	0.0216021	9.726	5.29e-022 ***
splitdum	-0.0232232	0.0454388	-0.5111	0.6093
sd_rmNet	0.863850	0.0341601	25.29	5.60e-127 ***
sd_SMB	0.885402	0.0619606	14.29	9.90e-045 ***
sd_HML	0.398780	0.0420784	9.477	5.47e-021 ***
Mean dependent var	-0.009464	S.D. dependent var	2.122854	
Sum squared resid	3086.086	S.E. of regression	1.061858	
R-squared	0.750435	Adjusted R-squared	0.749797	
F(7, 2737)	1175.727	P-value(F)	0.000000	
Log-likelihood	-4055.737	Akaike criterion	8127.474	
Schwarz criterion	8174.814	Hannan-Quinn	8144.579	
rho	-0.061951	Durbin-Watson	2.122895	
<p>Chow test for structural break at observation 07/02/06 $F(4, 2737) = 245.336$ with p-value 0.0000</p>				

A5.2.6 Stima modello OLS ridotto

Stima modello OLS Ridotto					
OLSr:					
OLS estimates using the 2745 observations 99/01/04-10/02/22					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
rmNet	1.10490	0.0171859	64.29	0.0000	***
SMB	0.797536	0.0325798	24.48	7.37e-120	***
HML	0.587366	0.0185651	31.64	1.51e-187	***
Mean dependent var	-0.009464	S.D. dependent var	2.122854		
Sum squared resid	4193.933	S.E. of regression	1.236736		
R-squared	0.660853	Adjusted R-squared	0.660605		
F(3, 2742)	1780.994	P-value(F)	0.000000		
Log-likelihood	-4476.731	Akaike criterion	8959.463		
Schwarz criterion	8977.215	Hannan-Quinn	8965.877		
rho	-0.127591	Durbin-Watson	2.253813		

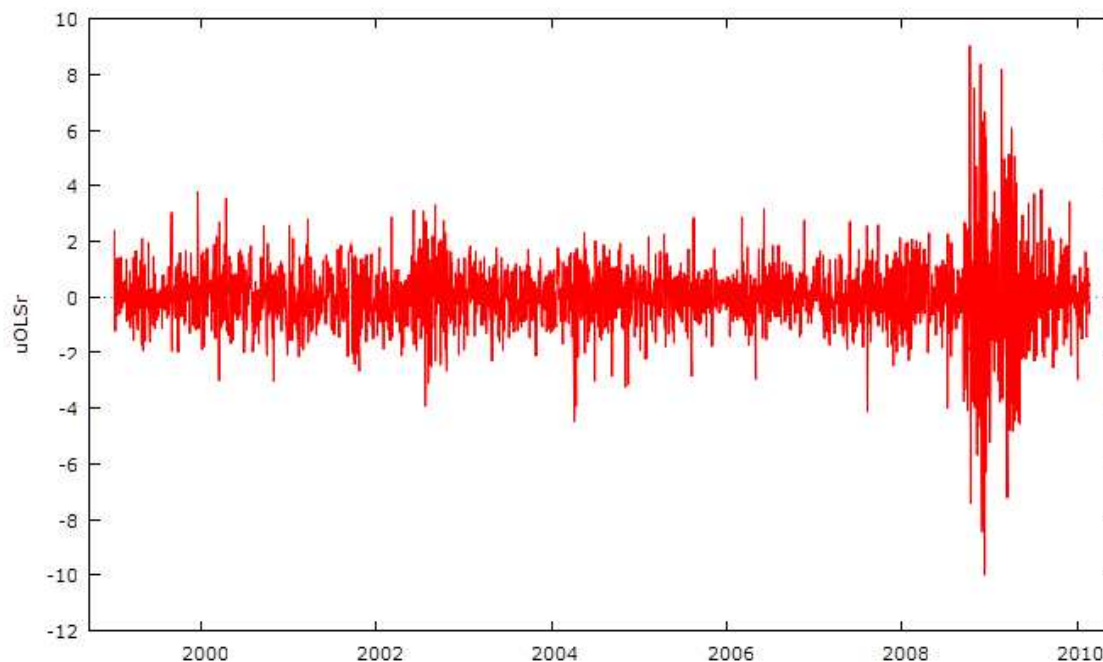
A5.2.7 Forma finale del modello OLS successivamente analizzato

$$raNet_t = b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

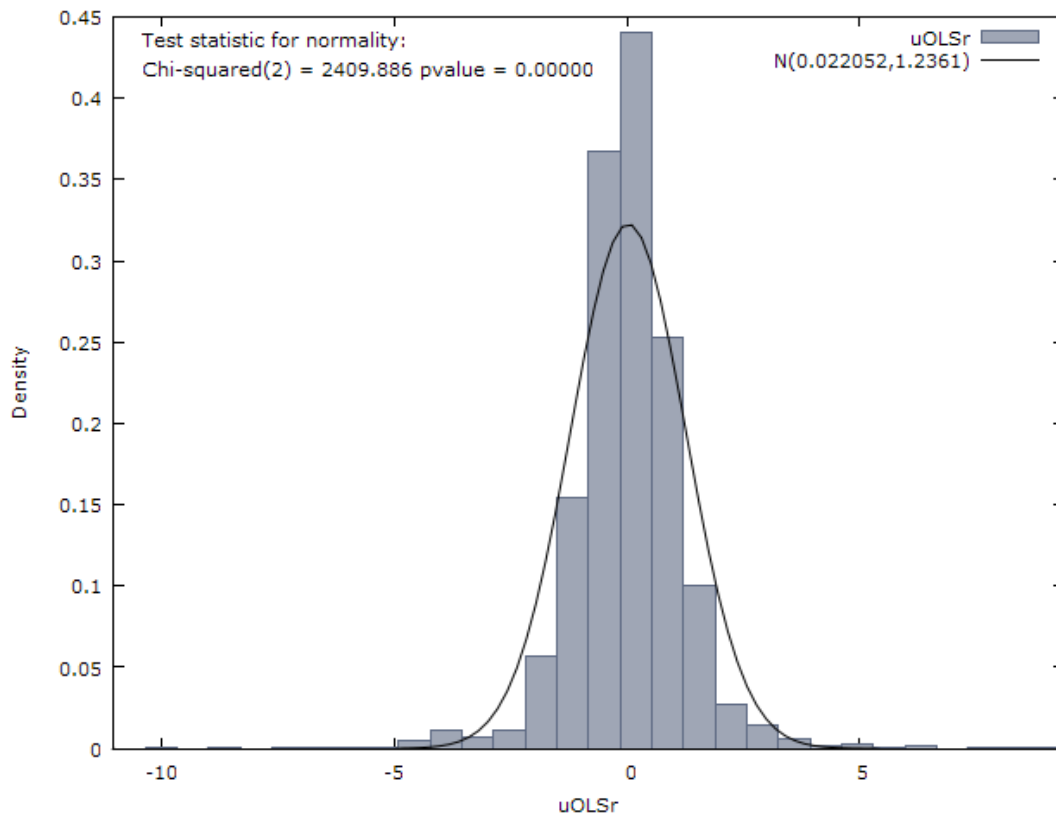
A5.2.8 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normalità Residui
Test for normality of uOLSr:
Doornik-Hansen test = 2409.89, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.902871, with p-value 1.16504e-038
Lilliefors test = 0.078005, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 9026.9, with p-value 0

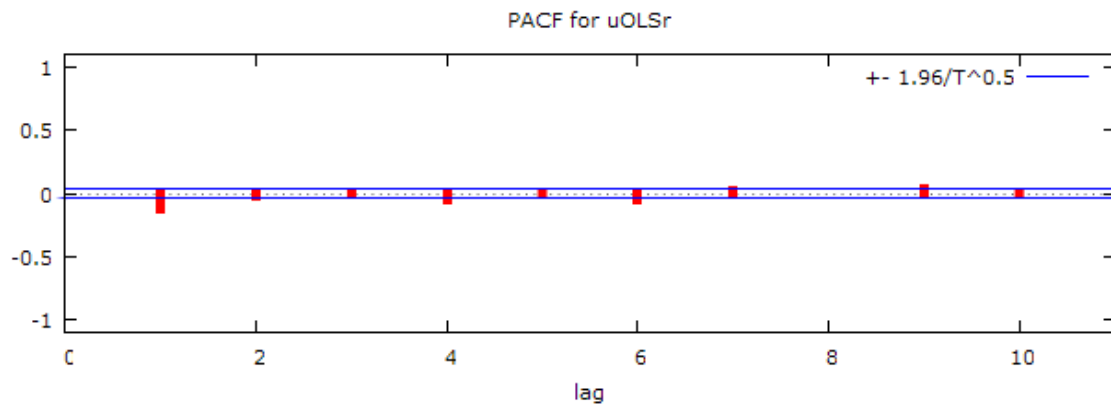
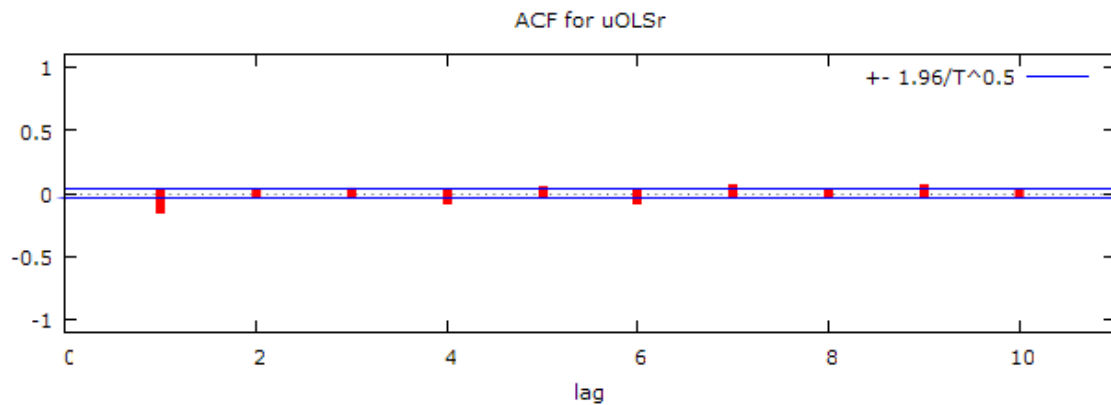
A5.2.9 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A5.2.10 Grafico dist residui del modello OLS rispetto alla normale



A5.2.11 Grafico del correlogramma dei residui del modello OLS



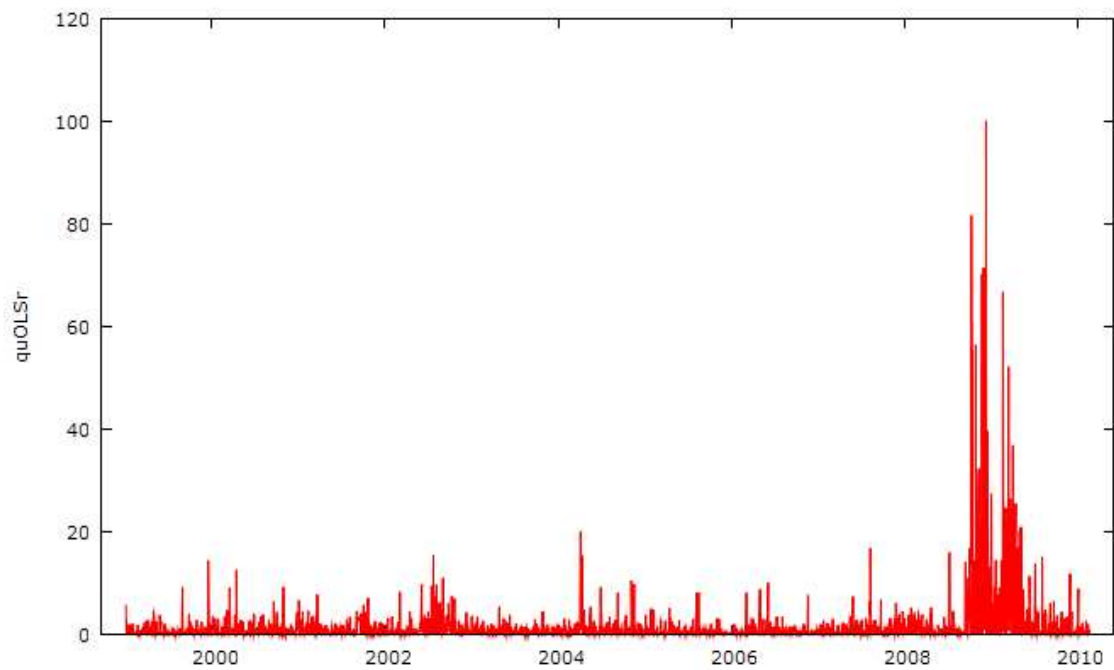
A5.2.12 Funzione di autocorrelazione dei residui del modello OLS

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uOLSr						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.1279	***	-0.1279	***	44.9791	[0.000]
2	0.0019		-0.0147		44.9891	[0.000]
3	0.0090		0.0075		45.2134	[0.000]
4	-0.0540	***	-0.0527	***	53.2443	[0.000]
5	0.0165		0.0030		53.9969	[0.000]
6	-0.0467	**	-0.0458	**	60.0019	[0.000]
7	0.0321	*	0.0215		62.8479	[0.000]
8	-0.0028		0.0005		62.8698	[0.000]
9	0.0365	*	0.0388	**	66.5428	[0.000]
10	0.0014		0.0060		66.5479	[0.000]

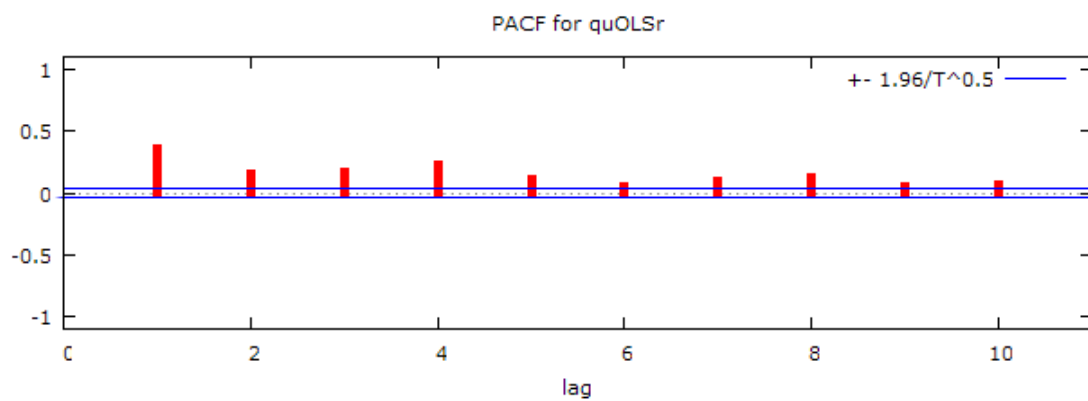
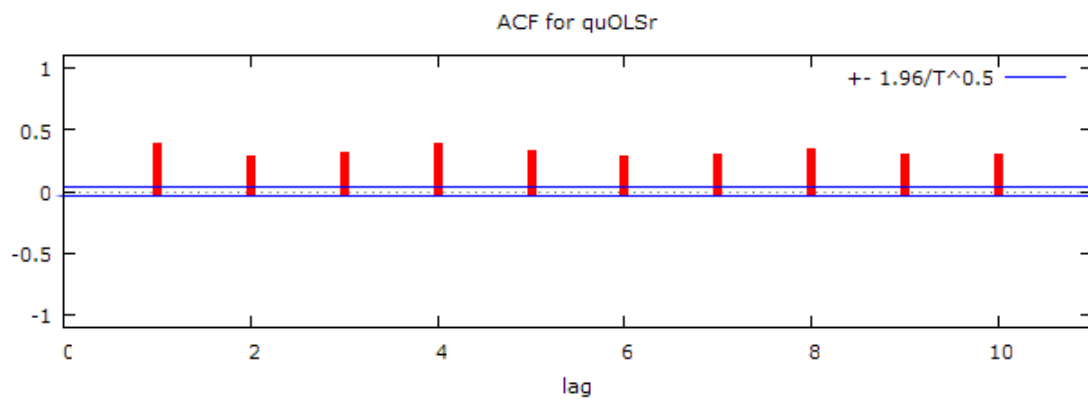
A5.2.13 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uOLSr including one lag of (1-L)uOLSr sample size 2743 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of $(a - 1)$: -1.14445 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -39.9187$ asymptotic p-value 8.161e-010</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of $(a - 1)$: -1.14523 test statistic: $\tau_c(1) = -39.9322$ asymptotic p-value 2.047e-021</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of $(a - 1)$: -1.14552 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -39.9324$ asymptotic p-value 6.389e-058</p>

A5.2.14 Grafico dell'andamento quadrati residui modello OLS



A5.2.15 Grafico correlogramma dei quadrati dei residui modello OLS



A5.2.16 Funzione autocorrelazione quadrati dei residui modello OLS

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quOLSr						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.3643	***	0.3643	***	364.7261	[0.000]
2	0.2634	***	0.1507	***	555.5058	[0.000]
3	0.2801	***	0.1695	***	771.1877	[0.000]
4	0.3561	***	0.2295	***	1119.9429	[0.000]
5	0.3072	***	0.1125	***	1379.7216	[0.000]
6	0.2516	***	0.0525	***	1553.9527	[0.000]
7	0.2786	***	0.0975	***	1767.7199	[0.000]
8	0.3233	***	0.1238	***	2055.6910	[0.000]
9	0.2765	***	0.0449	**	2266.3371	[0.000]
10	0.2724	***	0.0693	***	2470.9315	[0.000]

A5.3.1 Stima modello Arch5

Stima modello Arch5					
Arch5:					
WLS (ARCH) estimates using the 2740 observations 99/01/11-10/02/22					
Dependent variable: raNet					
Variable used as weight: 1/sigma					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.0308062	0.0176216	1.748	0.0805	*
rmNet	0.890522	0.0162309	54.87	0.0000	***
SMB	0.588356	0.0265978	22.12	6.92e-100	***
HML	0.466942	0.0154253	30.27	7.25e-174	***
alpha(0)	0.467773	0.0927960	5.041	4.94e-07	***
alpha(1)	0.220214	0.0190042	11.59	2.40e-030	***
alpha(2)	0.0632626	0.0190806	3.316	0.0009	***
alpha(3)	0.0963688	0.0190301	5.064	4.38e-07	***
alpha(4)	0.201233	0.0190806	10.55	1.62e-025	***
alpha(5)	0.112211	0.0190007	5.906	3.95e-09	***
Statistics based on the weighted data:					
Sum squared resid	2471.083	S.E. of regression	0.950354		
R-squared	0.566879	Adjusted R-squared	0.566404		
F(3, 2736)	1193.648	P-value(F)	0.000000		
Log-likelihood	-3746.369	Akaike criterion	7500.737		
Schwarz criterion	7524.400	Hannan-Quinn	7509.288		
rho	-0.196366	Durbin-Watson	2.392636		
Statistics based on the original data:					
Mean dependent var	-0.009807	S.D. dependent var	2.124585		
Sum squared resid	4530.948	S.E. of regression	1.286875		

A5.3.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

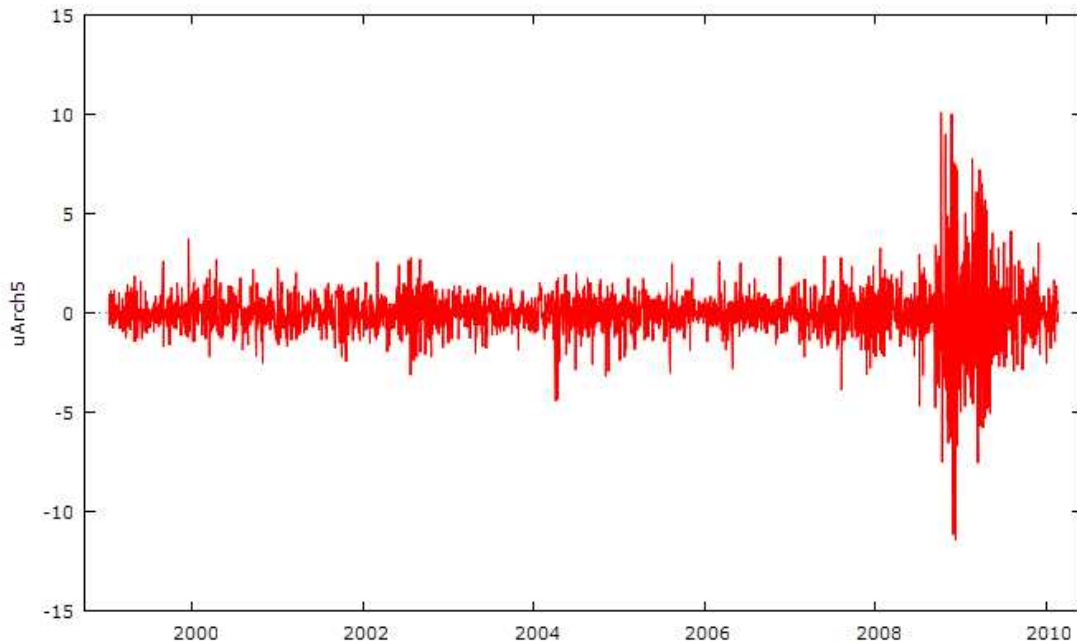
$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

$$e_t^2 = k + \sum_{i=1}^5 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

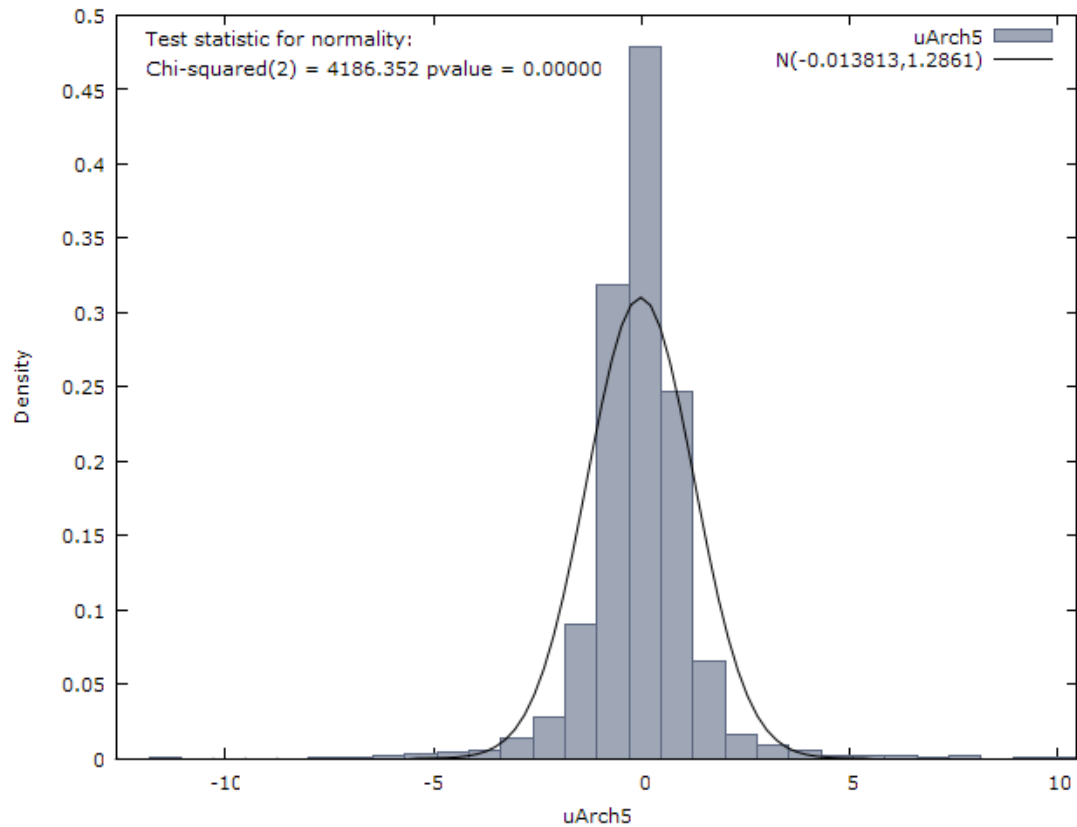
A5.3.3 Test normalità sui residui del modello Arch5

Test Normalità Residui
Test for normality of uArch5: Doornik-Hansen test = 4186.35, with p-value 0 Shapiro-Wilk W = 0.83897, with p-value 2.37026e-046 Lilliefors test = 0.108923, with p-value \approx 0 Jarque-Bera test = 22509.3, with p-value 0

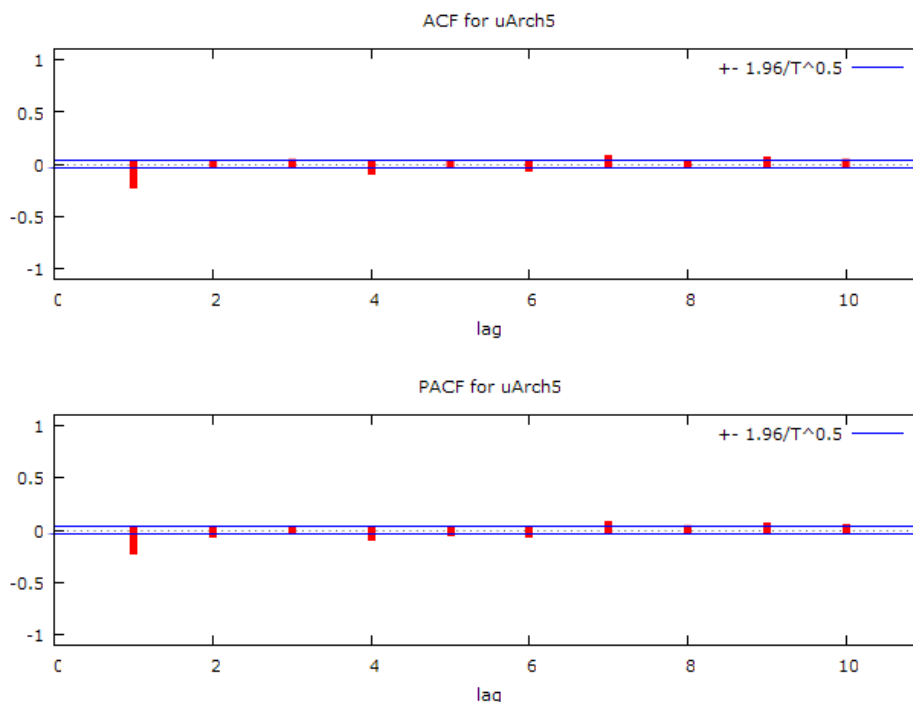
A5.3.4 Grafico andamento dei residui del modello Arch5



A5.3.5 Grafico dist residui del modello Arch5 rispetto alla normale



A5.3.6 Grafico del correlogramma dei residui del modello Arch5



A5.3.7 Funzione di autocorrelazione dei residui del modello Arch5

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uArch5					
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]
1	-0.1965	***	-0.1965	***	105.9192 [0.000]
2	-0.0004		-0.0406	**	105.9197 [0.000]
3	0.0139		0.0060		106.4486 [0.000]
4	-0.0702	***	-0.0690	***	119.9957 [0.000]
5	0.0070		-0.0213		120.1290 [0.000]
6	-0.0347	*	-0.0422	**	123.4370 [0.000]
7	0.0595	***	0.0469	**	133.1589 [0.000]
8	-0.0050		0.0106		133.2266 [0.000]
9	0.0320	*	0.0363	*	136.0506 [0.000]
10	0.0148		0.0245		136.6559 [0.000]

A5.3.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Arch5

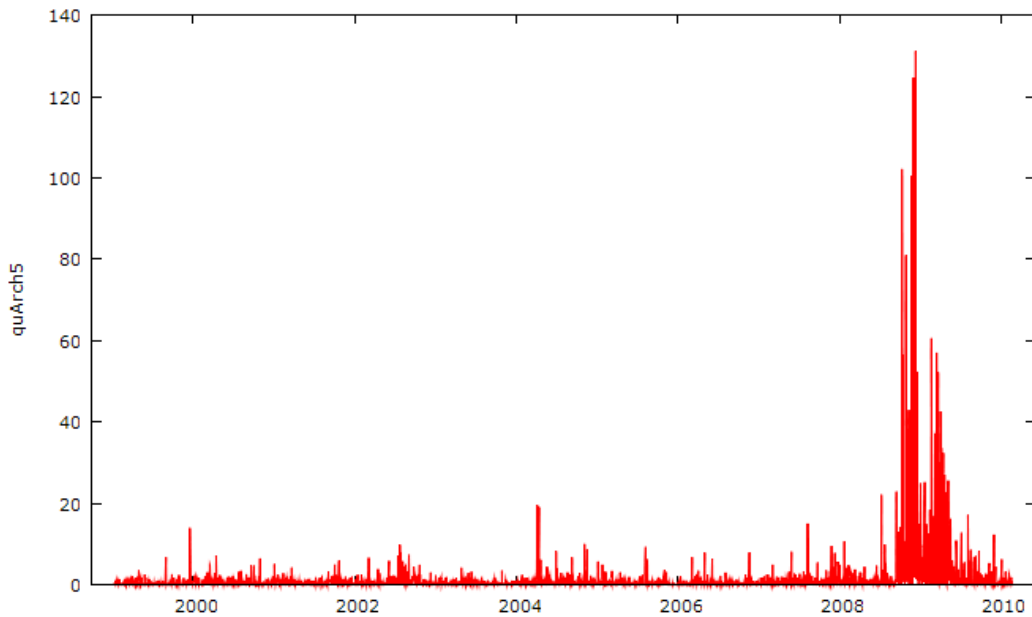
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller	
Augmented Dickey-Fuller test for uArch5	
including one lag of (1-L)uArch5	
sample size 2738	
unit-root null hypothesis: a = 1	
test without constant	
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e	
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000	
estimated value of (a - 1): -1.2449	
test statistic: tau_nc(1) = -42.1338	
asymptotic p-value 4.188e-005	
test with constant	
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e	
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000	
estimated value of (a - 1): -1.24527	
test statistic: tau_c(1) = -42.1367	
asymptotic p-value 1.868e-014	

```

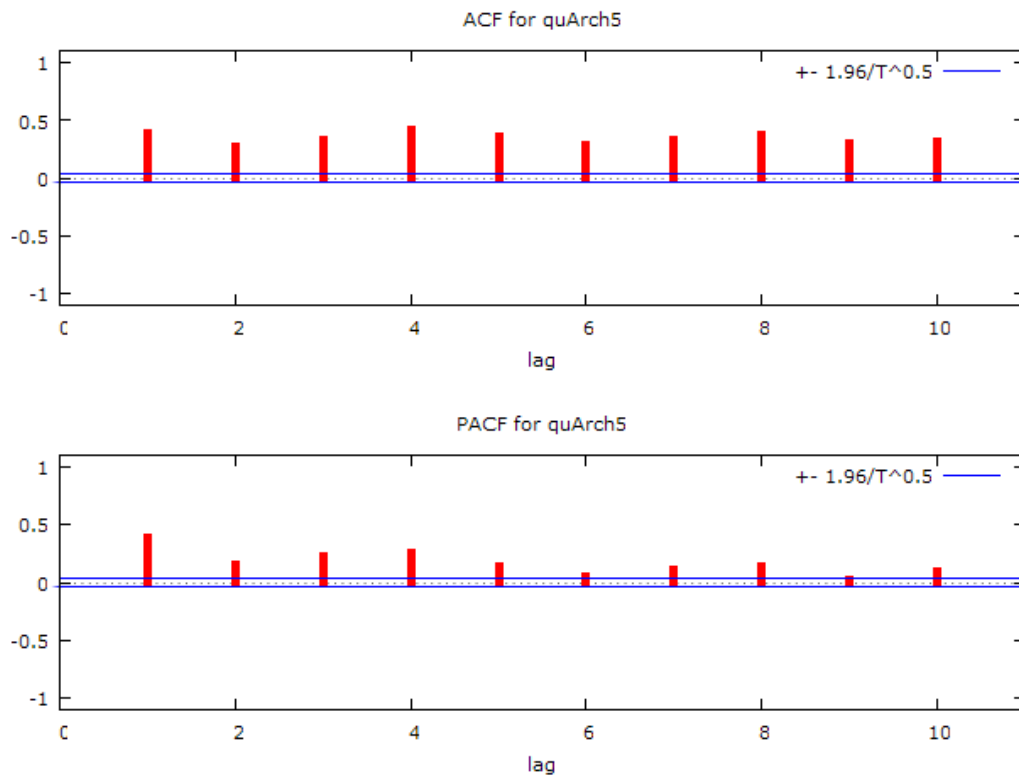
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000
estimated value of (a - 1): -1.24559
test statistic: tau_ct(1) = -42.1377
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.3.9 Grafico andamento quadrati residui del modello Arch5



A5.3.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Arch5



A5.3.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Arch5

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for quArch5					
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]
1	0.3846	***	0.3846	***	405.6910 [0.000]
2	0.2763	***	0.1506	***	615.1199 [0.000]
3	0.3373	***	0.2271	***	927.3911 [0.000]
4	0.4140	***	0.2620	***	1398.1313 [0.000]
5	0.3565	***	0.1342	***	1747.2678 [0.000]
6	0.2908	***	0.0578	***	1979.6842 [0.000]
7	0.3289	***	0.1062	***	2277.0961 [0.000]
8	0.3816	***	0.1382	***	2677.6094 [0.000]
9	0.3053	***	0.0213		2934.0154 [0.000]
10	0.3233	***	0.0930	***	3221.6618 [0.000]

A5.4.1 Stima modello Garch11

Stima modello Garch11					
Function evaluations: 127					
Evaluations of gradient: 26					
Model 12: GARCH estimates using the 2745 observations 99/01/04-10/02/22					
Dependent variable: raNet					
Standard errors based on Hessian					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.0278400	0.0137407	2.026	0.0428	**
rmNet	0.589203	0.0177521	33.19	1.48e-241	***
SMB	0.412764	0.0210658	19.59	1.74e-085	***
HML	0.253160	0.0142596	17.75	1.62e-070	***
alpha(0)	0.0130823	0.00293359	4.459	8.22e-06	***
alpha(1)	0.103742	0.0133558	7.768	8.00e-015	***
beta(1)	0.885655	0.0136340	64.96	0.0000	***
Mean dependent var	-0.009464	S.D. dependent var	2.122854		
Log-likelihood	-3567.725	Akaike criterion	7151.450		
Schwarz criterion	7198.790	Hannan-Quinn	7168.555		
Unconditional error variance = 1.2338					
Likelihood ratio test for (G)ARCH terms:					
Chi-square(2) = 1817.14 [0]					

A5.4.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

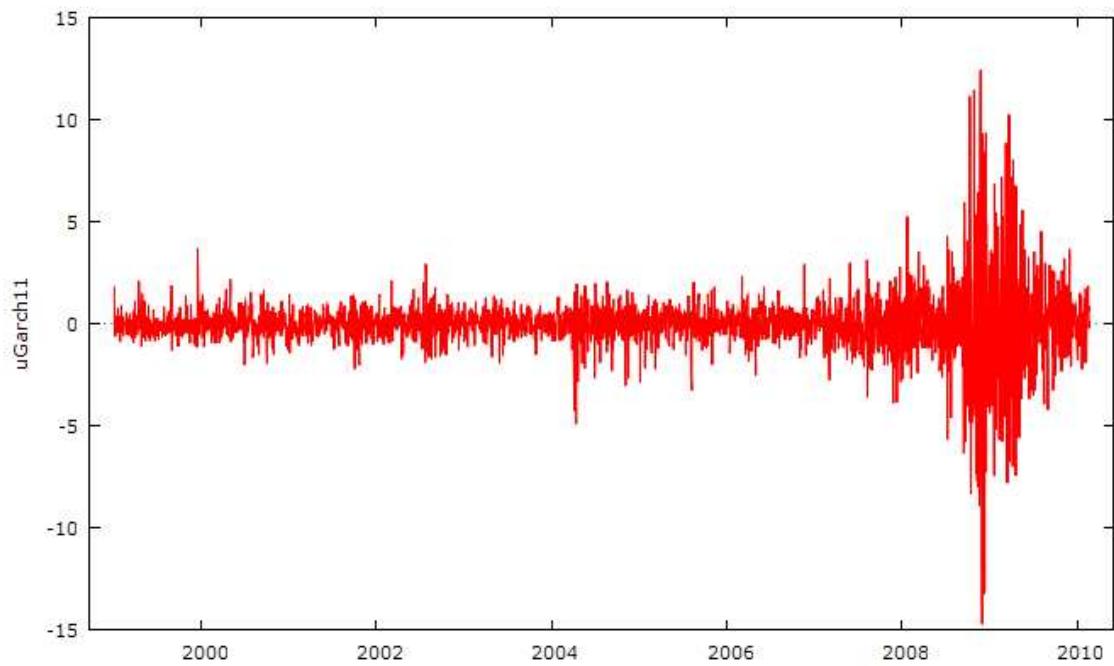
$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^1 (\beta_i * \sigma_{t-i}^2)$$

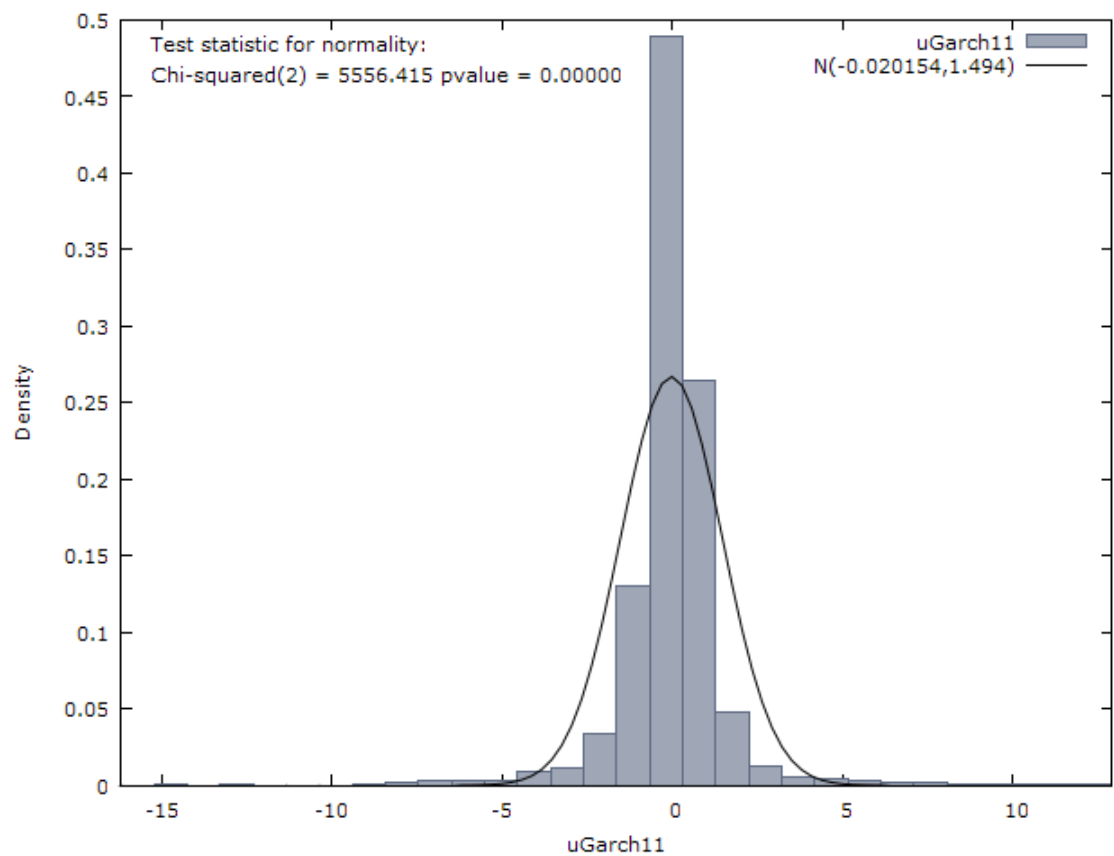
A5.4.3 Test normalità sui residui del modello Garch11

Test Normalità Residui
Test for normality of uGarch11:
Doornik-Hansen test = 5556.41, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.771045, with p-value 3.42384e-052
Lilliefors test = 0.147082, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 36928.7, with p-value 0

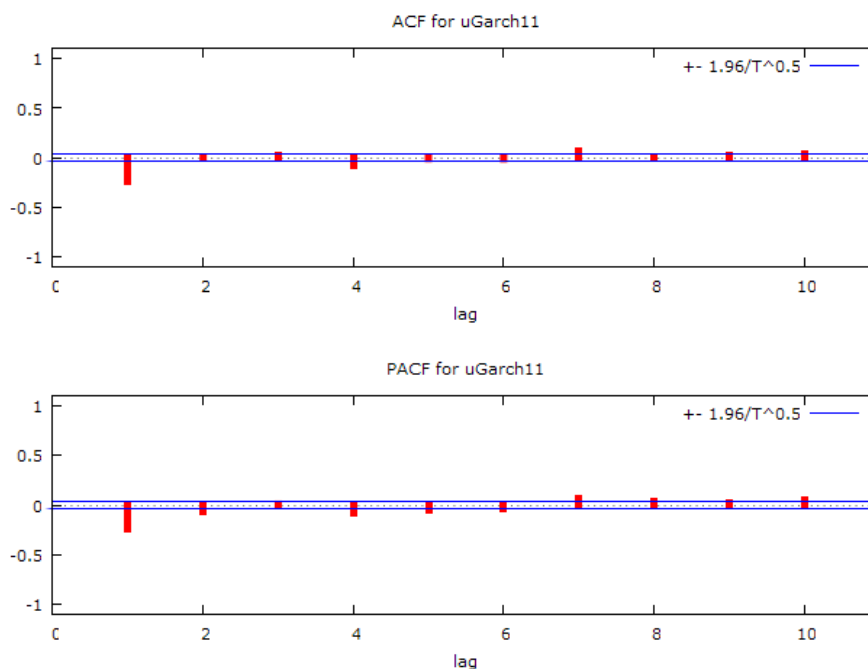
A5.4.4 Grafico andamento dei residui del modello Garch11



A5.4.5 Grafico dist residui modello Garch11 rispetto alla normale



A5.4.6 Grafico del correlogramma dei residui del modello Garch11



A5.4.7 Funzione di autocorrelazione dei residui del modello Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uGarch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2342	***	-0.2342	***	150.6845	[0.000]
2	-0.0040		-0.0622	***	150.7284	[0.000]
3	0.0233		0.0082		152.2176	[0.000]
4	-0.0768	***	-0.0737	***	168.4455	[0.000]
5	-0.0103		-0.0482	**	168.7393	[0.000]
6	-0.0124		-0.0335	*	169.1593	[0.000]
7	0.0718	***	0.0653	***	183.3588	[0.000]
8	0.0015		0.0305		183.3646	[0.000]
9	0.0177		0.0275		184.2285	[0.000]
10	0.0342	*	0.0446	**	187.4490	[0.000]

A5.4.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Garch11

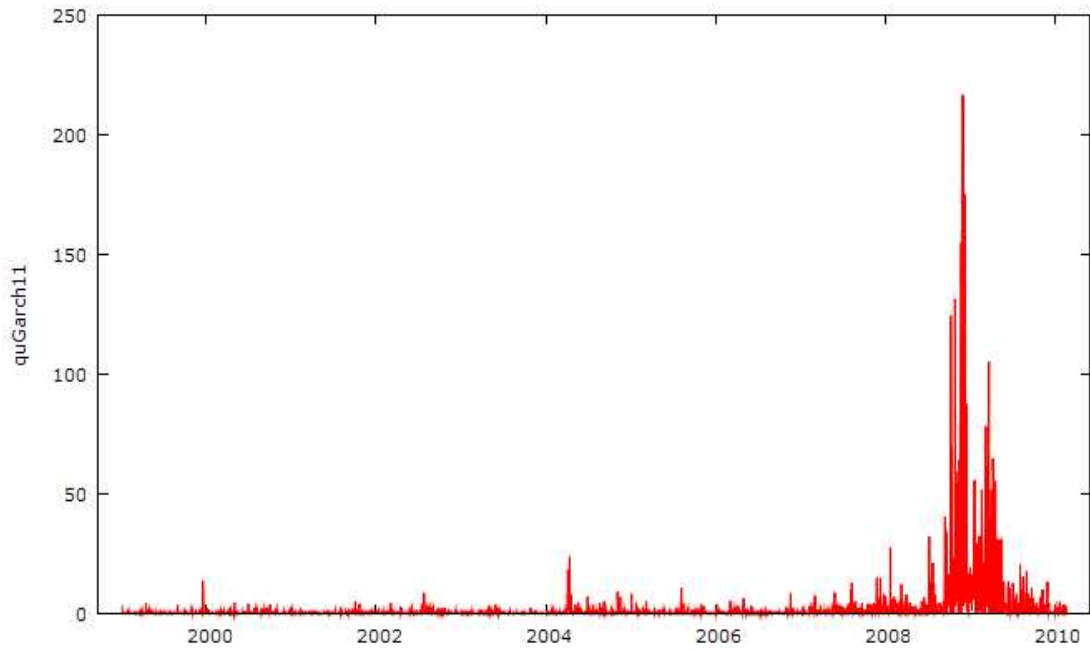
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uGarch11 including one lag of (1-L)uGarch11 sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.31068 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -43.7722$ asymptotic p-value 0.01338</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.31133 test statistic: $\tau_c(1) = -43.7833$ asymptotic p-value 9.266e-010</p>

```

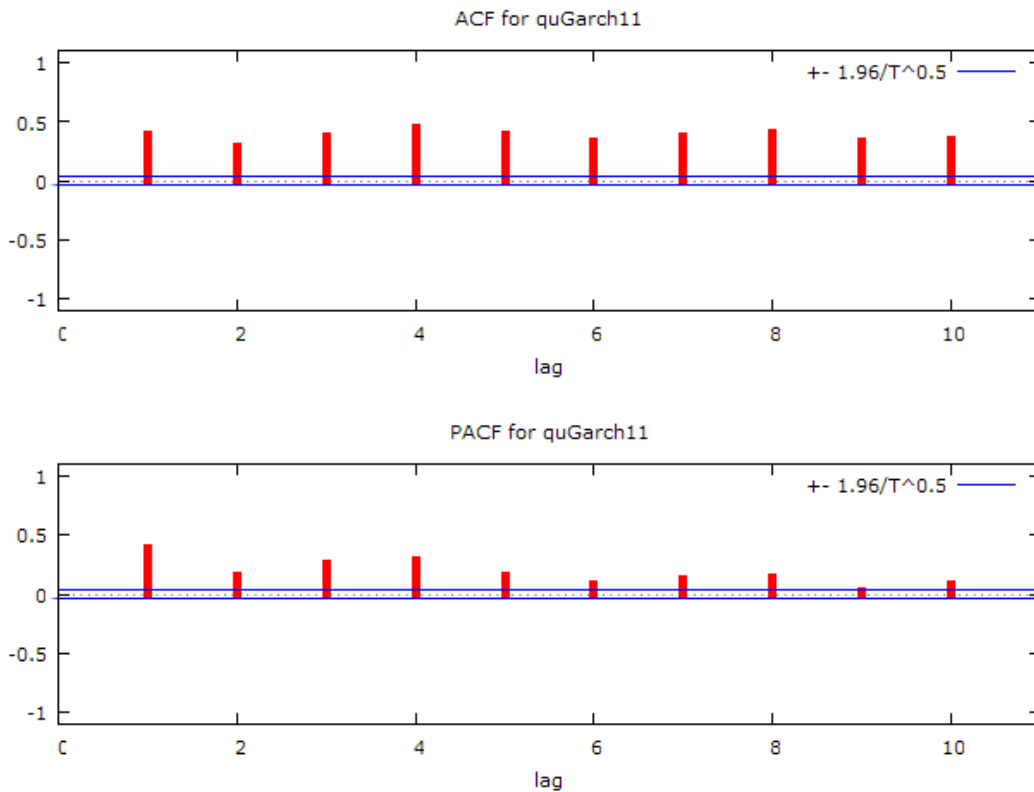
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.31155
test statistic: tau_ct(1) = -43.7811
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.4.9 Grafico dell'andamento dei quadrati dei residui Garch11



A5.4.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Garch11



A5.4.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quGarch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.3835	***	0.3835	***	404.0838	[0.000]
2	0.2826	***	0.1589	***	623.6596	[0.000]
3	0.3679	***	0.2596	***	995.9287	[0.000]
4	0.4431	***	0.2822	***	1536.0900	[0.000]
5	0.3824	***	0.1558	***	1938.5104	[0.000]
6	0.3241	***	0.0810	***	2227.7574	[0.000]
7	0.3691	***	0.1235	***	2603.0411	[0.000]
8	0.4102	***	0.1393	***	3066.5817	[0.000]
9	0.3336	***	0.0284		3373.2578	[0.000]
10	0.3466	***	0.0818	***	3704.3928	[0.000]

A5.5.1 Stima modello Garch12

Stima modello Garch12					
Function evaluations: 136					
Evaluations of gradient: 28					
Model 11: GARCH estimates using the 2745 observations 99/01/04-10/02/22					
Dependent variable: raNet					
Standard errors based on Hessian					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0.0294780	0.0136879	2.154	0.0313	**
rmNet	0.586652	0.0178925	32.79	8.86e-236	***
SMB	0.405262	0.0210192	19.28	7.82e-083	***
HML	0.249122	0.0142195	17.52	1.01e-068	***
alpha(0)	0.0194504	0.00434572	4.476	7.61e-06	***
alpha(1)	0.156283	0.0196252	7.963	1.67e-015	***
beta(1)	0.270140	0.0809378	3.338	0.0008	***
beta(2)	0.557220	0.0766335	7.271	3.56e-013	***
Mean dependent var	-0.009464	S.D. dependent var	2.122854		
Log-likelihood	-3559.849	Akaike criterion	7137.698		
Schwarz criterion	7190.956	Hannan-Quinn	7156.942		
Unconditional error variance = 1.18916					
Likelihood ratio test for (G)ARCH terms:					
Chi-square(3) = 1832.89 [0]					

A5.5.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

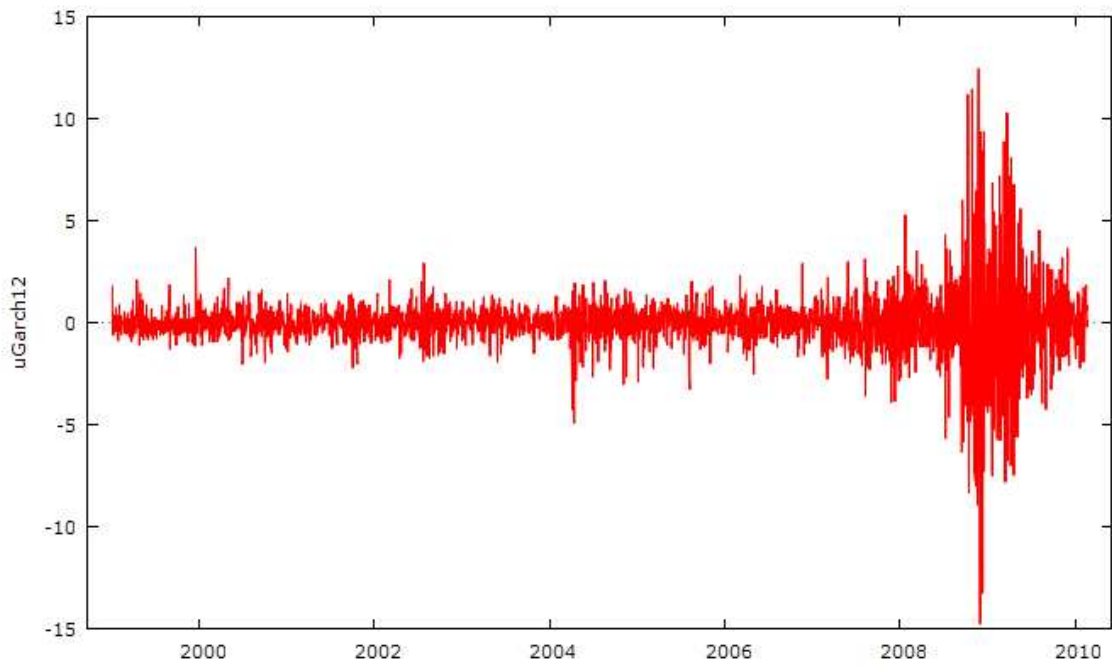
$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^2 (\beta_i * \sigma_{t-i}^2)$$

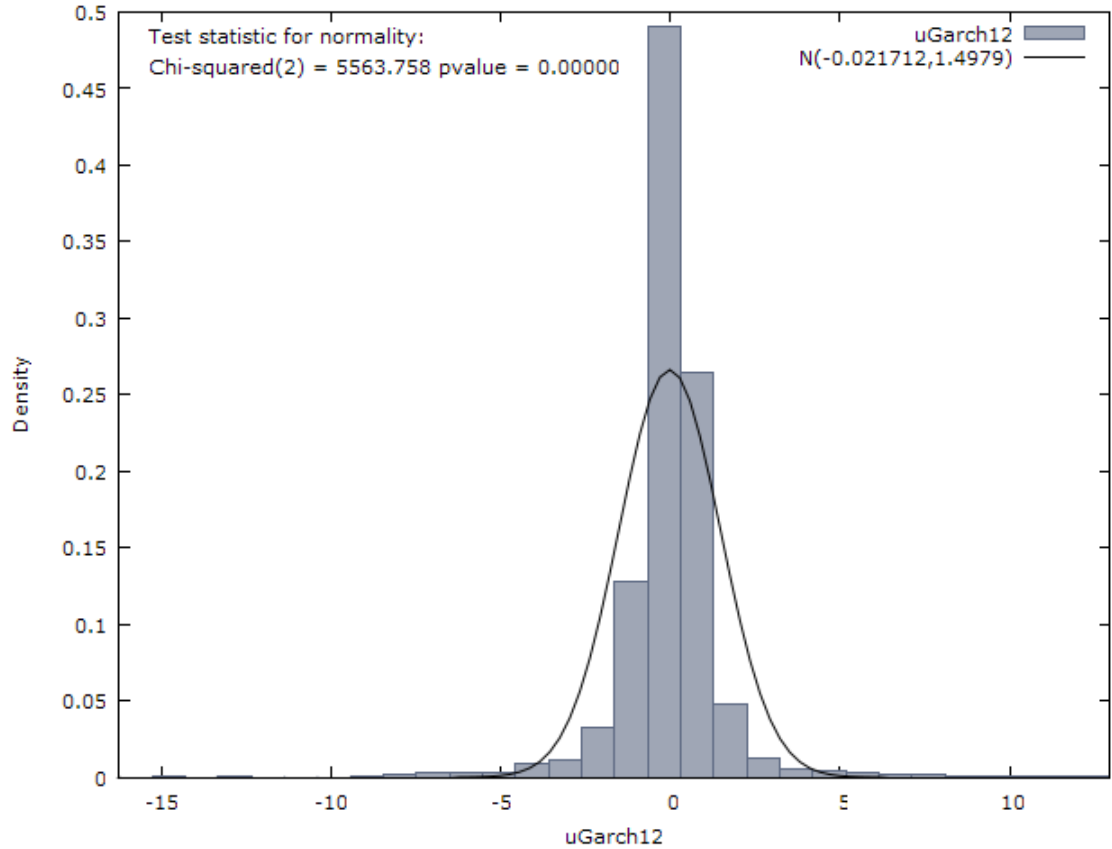
A5.5.3 Test normalità sui residui del modello Garch12

Test Normalità Residui
Test for normality of uGarch12:
Doornik-Hansen test = 5563.76, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.770462, with p-value 3.09903e-052
Lilliefors test = 0.147156, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 37016.8, with p-value 0

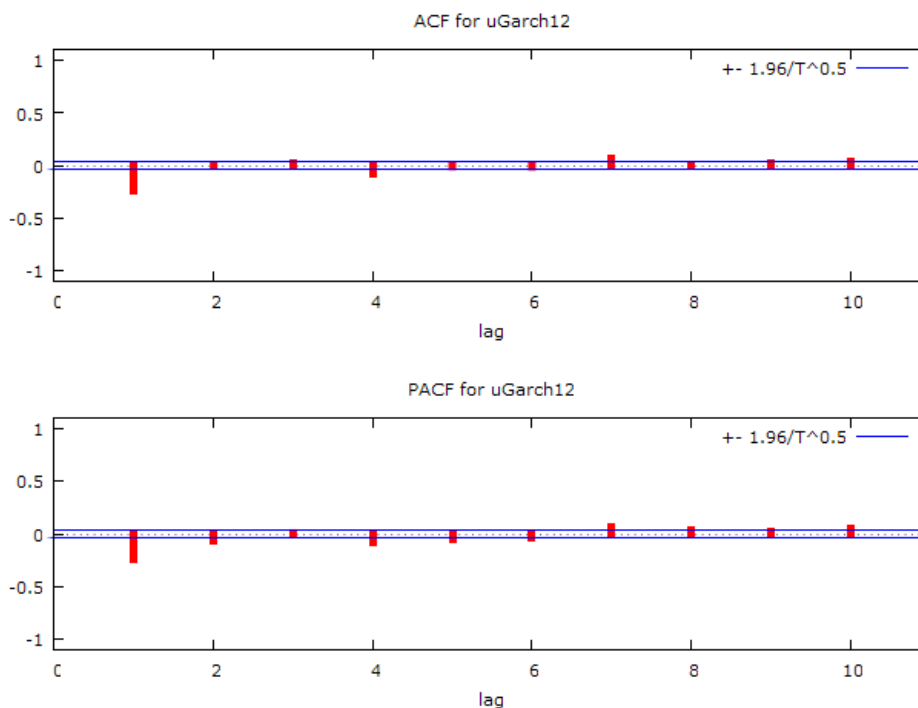
A5.5.4 Grafico andamento dei residui del modello Garch12



A5.5.5 Grafico dist residui modello Garch12 rispetto alla normale



A5.5.6 Grafico del correlogramma dei residui del modello Garch12



A5.5.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Garch12

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uGarch12						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2343	***	-0.2343	***	150.7965	[0.000]
2	-0.0039		-0.0622	***	150.8380	[0.000]
3	0.0233		0.0082		152.3303	[0.000]
4	-0.0766	***	-0.0734	***	168.4652	[0.000]
5	-0.0106		-0.0484	**	168.7752	[0.000]
6	-0.0122		-0.0334	*	169.1824	[0.000]
7	0.0721	***	0.0656	***	183.4877	[0.000]
8	0.0014		0.0307		183.4931	[0.000]
9	0.0176		0.0273		184.3436	[0.000]
10	0.0343	*	0.0446	**	187.5862	[0.000]

A5.5.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Garch12

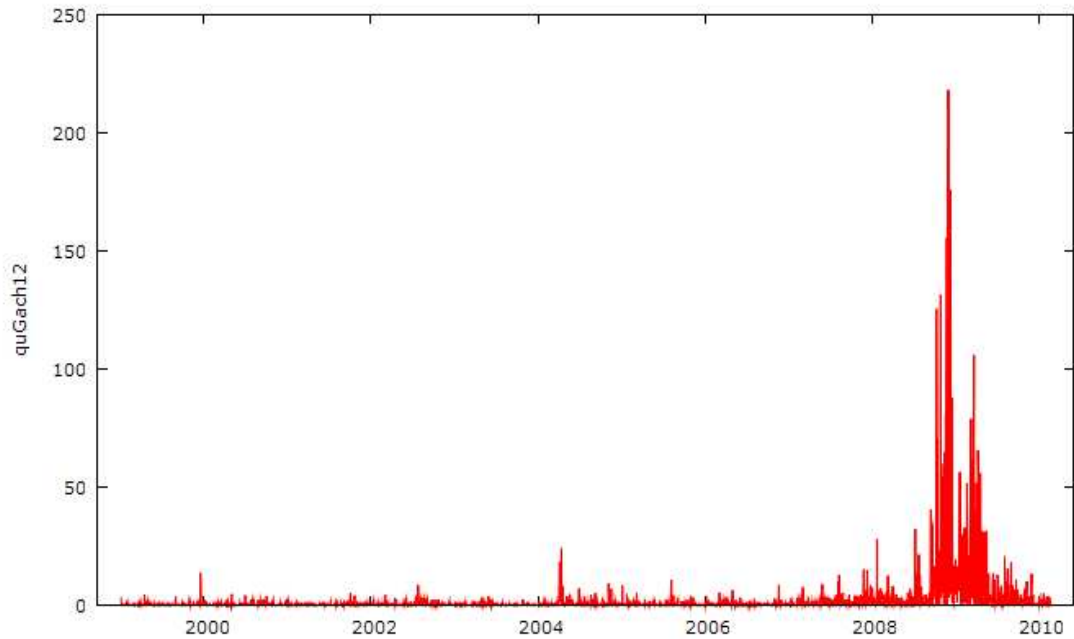
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uGarch12
including one lag of (1-L)uGarch12
sample size 2743
unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.31057
test statistic: tau_nc(1) = -43.7673
asymptotic p-value 0.01319
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.31133
test statistic: tau_c(1) = -43.7812
asymptotic p-value 9.147e-010

```

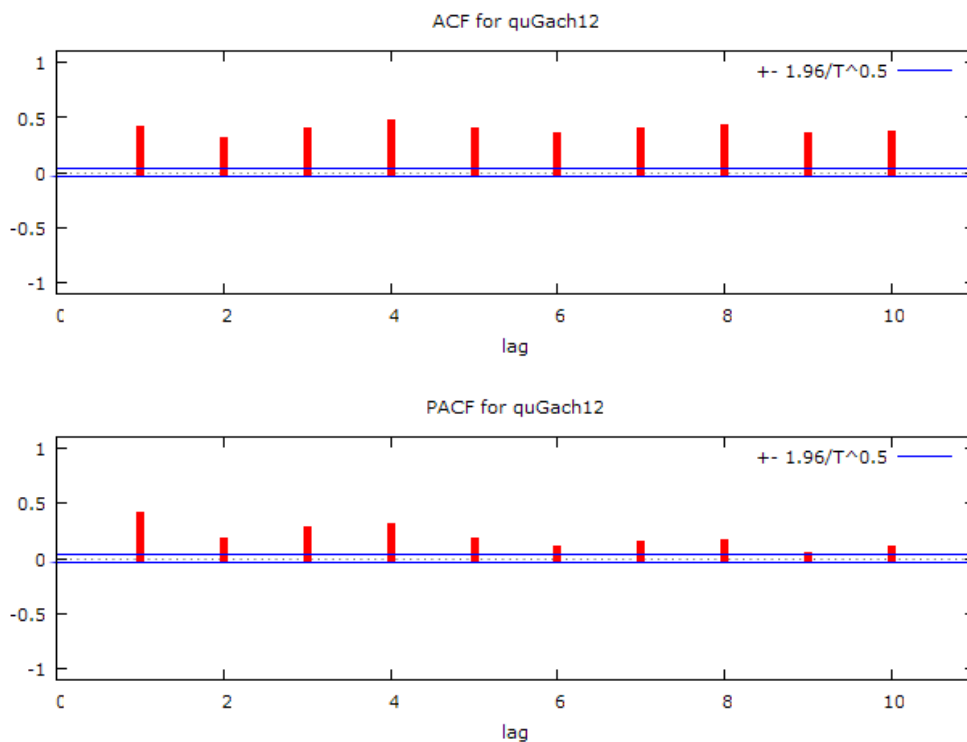
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.31155
test statistic: tau_ct(1) = -43.779
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.5.9 Grafico dell'andamento dei quadrati dei residui Garch12



A5.5.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Garch12



A5.5.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Garch12

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quGach12						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.3834	***	0.3834	***	403.9754	[0.000]
2	0.2828	***	0.1593	***	623.9057	[0.000]
3	0.3683	***	0.2599	***	996.9162	[0.000]
4	0.4429	***	0.2818	***	1536.6496	[0.000]
5	0.3821	***	0.1556	***	1938.5472	[0.000]
6	0.3242	***	0.0810	***	2227.9730	[0.000]
7	0.3695	***	0.1238	***	2603.9496	[0.000]
8	0.4102	***	0.1394	***	3067.5867	[0.000]
9	0.3333	***	0.0282		3373.7712	[0.000]
10	0.3467	***	0.0818	***	3705.0807	[0.000]

A5.6.1 Stima modello E-Arch5

Stima modello E-Arch5				
Mean: ARMAX(0,0,4); Variance: EGARCH(0,5)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 15				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.024378	0.014419	1.6906	0.04546 **
Regress(2)	0.73254	0.00969	75.5975	0.00000 ***
Regress(3)	0.49517	0.021565	22.9613	0.00000 ***
Regress(4)	0.35849	0.011835	30.2920	0.00000 ***
K	0.12364	0.033016	3.7449	0.00009 ***
ARCH(1)	0.61282	0.024691	24.8191	0.00000 ***
ARCH(2)	0.43301	0.026539	16.3163	0.00000 ***
ARCH(3)	0.41651	0.025585	16.2794	0.00000 ***
ARCH(4)	0.37715	0.020446	18.4463	0.00000 ***
ARCH(5)	0.30778	0.020413	15.0776	0.00000 ***
Leverage(1)	-0.035613	0.015809	-2.2526	0.01214 **
Leverage(2)	-0.016065	0.0164	-0.9796	0.16364
Leverage(3)	-0.078038	0.01821	-4.2856	0.00001 ***
Leverage(4)	0.00037553	0.013884	0.0270	0.48923
Leverage(5)	-0.02112	0.010988	-1.9221	0.02730 **
LLF = -3847.0 (-3.8470e+003)				
AIC = 7724.0 (7.7240e+003)				
BIC = 7812.8 (7.8128e+003)				

A5.6.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

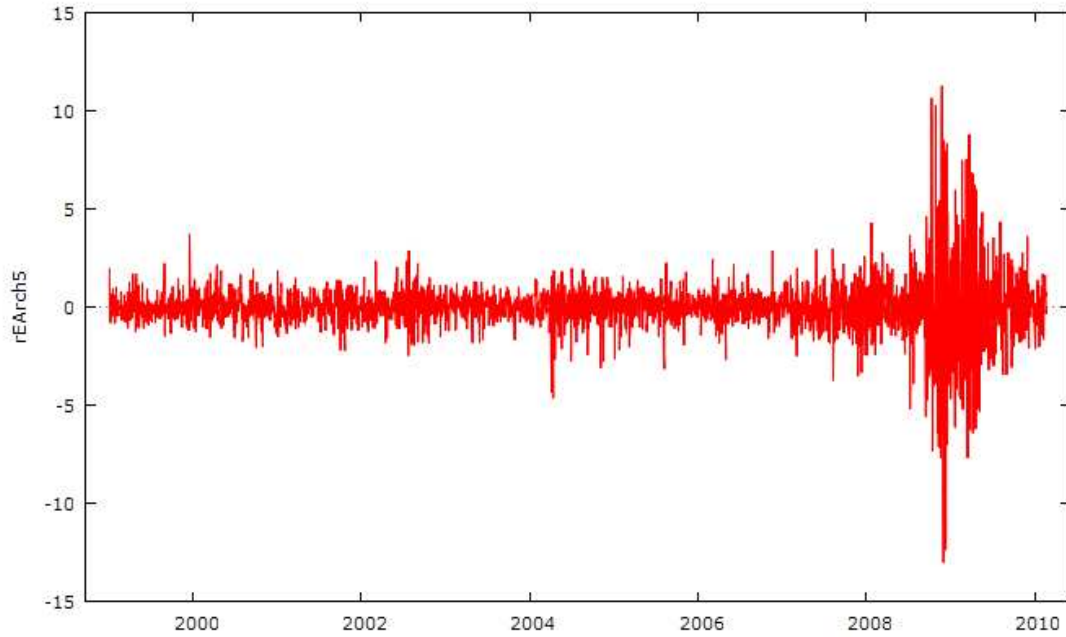
$$\ln(\sigma_t^2) = k + \sum_{i=1}^5 (\alpha_i * g(z_{t-i}))$$

$$g(e_t) = [\phi e_t + \psi (|e_t| - E|e_t|)]$$

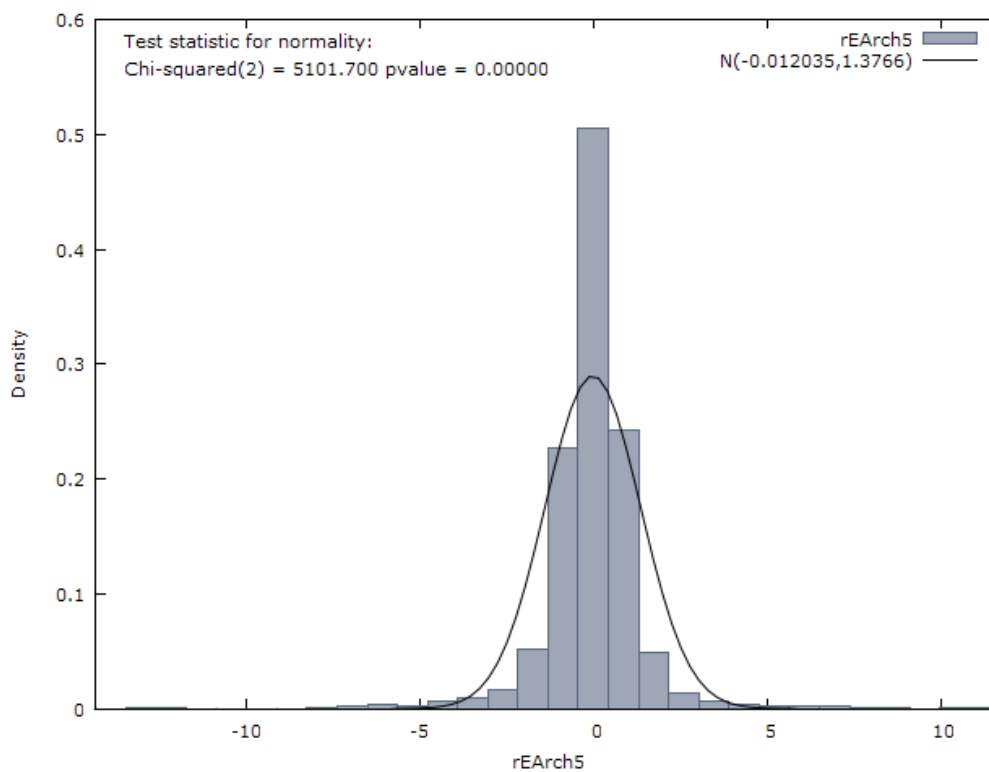
A5.6.3 Test normalità sui residui del modello E-Arch5

Test Normalità Residui
Test for normality of rEArch5: Doornik-Hansen test = 5101.7, with p-value 0 Shapiro-Wilk W = 0.798747, with p-value 5.0582e-050 Lilliefors test = 0.128677, with p-value \approx 0 Jarque-Bera test = 31724.8, with p-value 0

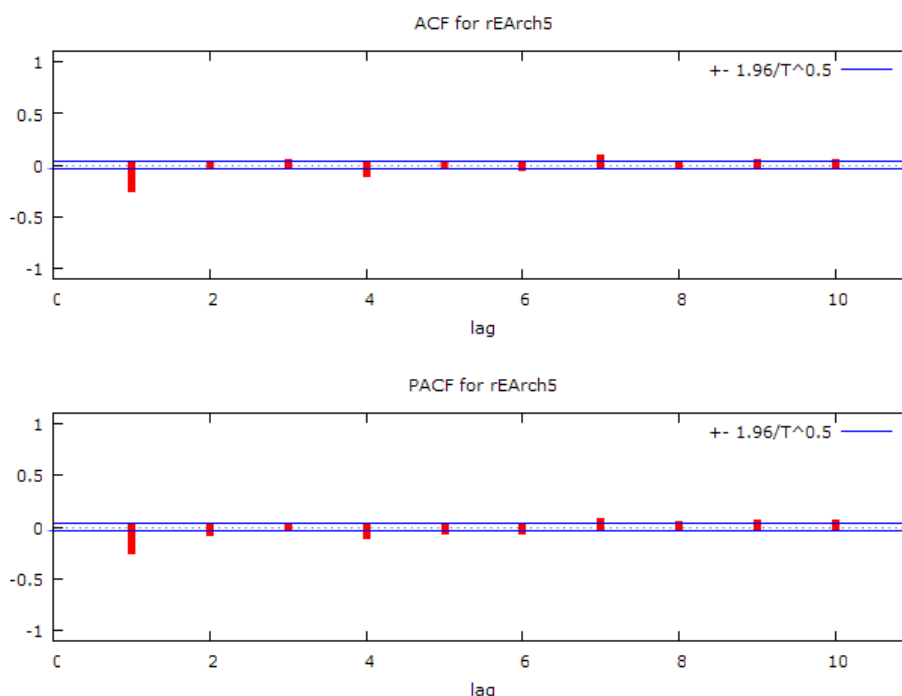
A5.6.4 Grafico andamento dei residui del modello E-Arch5



A5.6.5 Grafico distribuzione residui modello E-Arch5 con normdist



A5.6.6 Grafico del correlogramma dei residui



A5.6.7 Funzione di autocorrelazione dei residui E-Arch5

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for rEArch5						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2243	***	-0.2243	***	138.2491	[0.000]
2	-0.0025		-0.0556	***	138.2664	[0.000]
3	0.0188		0.0061		139.2384	[0.000]
4	-0.0766	***	-0.0749	***	155.3735	[0.000]
5	-0.0020		-0.0380	**	155.3844	[0.000]
6	-0.0225		-0.0383	**	156.7822	[0.000]
7	0.0690	***	0.0589	***	169.8842	[0.000]
8	-0.0021		0.0218		169.8967	[0.000]
9	0.0247		0.0321	*	171.5737	[0.000]
10	0.0257		0.0368	*	173.3972	[0.000]

A5.6.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello E-Arch5

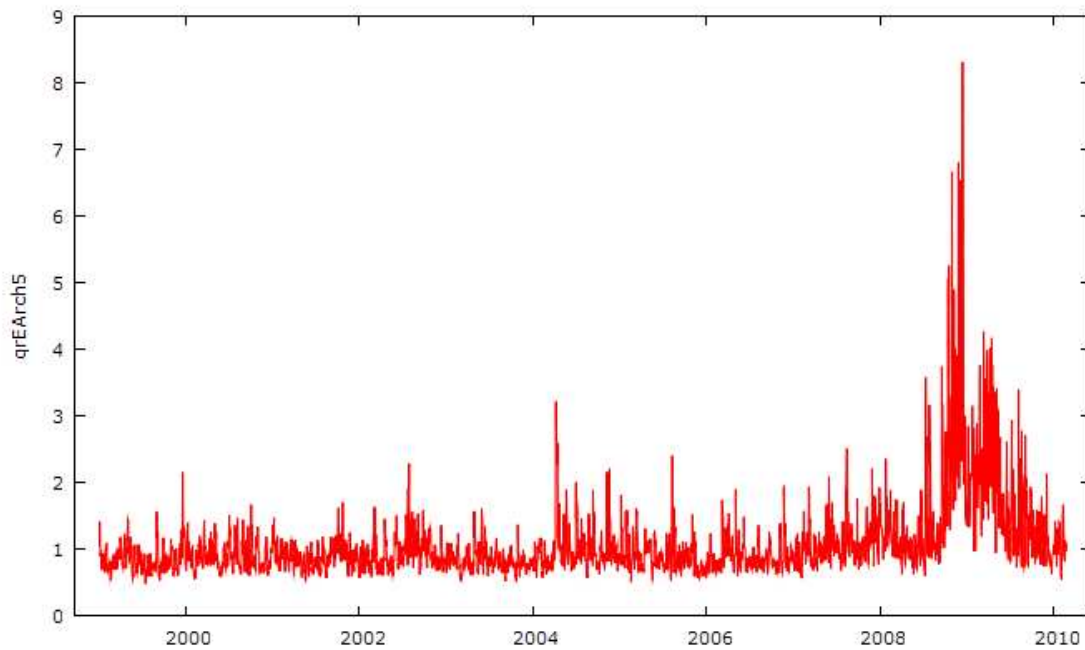
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rEArch5 including one lag of (1-L)rEArch5 sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of (a - 1): -1.29259 test statistic: tau_nc(1) = -43.3261 asymptotic p-value 0.003498
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of (a - 1): -1.29287 test statistic: tau_c(1) = -43.3264 asymptotic p-value 5.321e-011

```

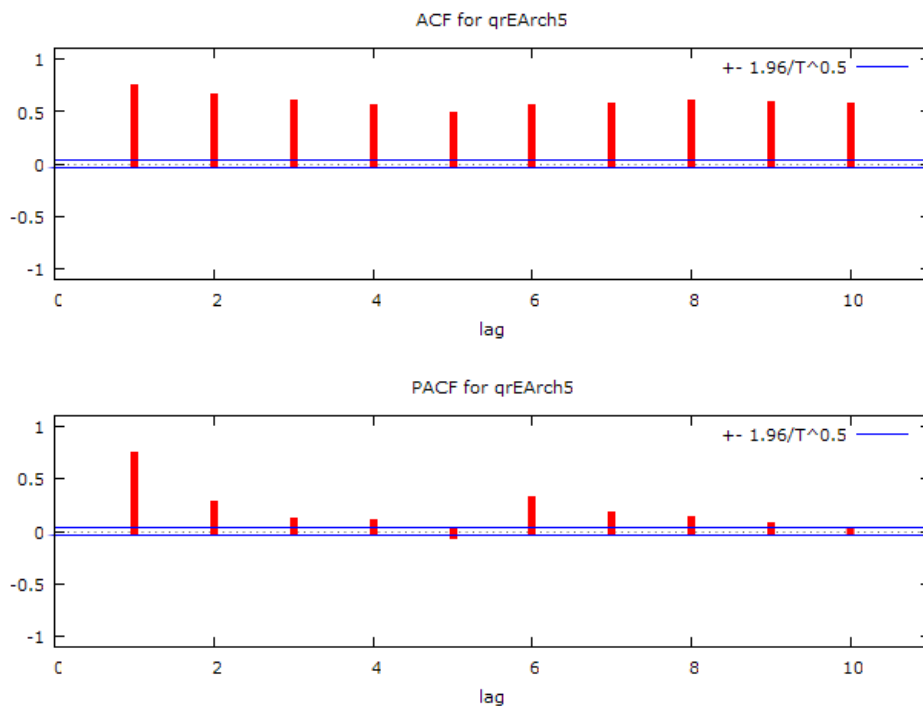
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000
estimated value of (a - 1): -1.29315
test statistic: tau_ct(1) = -43.3258
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.6.9 Grafico dell'andamento dei quadrati dei residui E-Arch5



A5.6.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui E-Arch5



A5.6.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui E-Arch5

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for qrEArch5						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.7235	***	0.7235	***	1438.4875	[0.000]
2	0.6436	***	0.2522	***	2577.3341	[0.000]
3	0.5752	***	0.0998	***	3487.2998	[0.000]
4	0.5313	***	0.0786	***	4263.7287	[0.000]
5	0.4549	***	-0.0344	*	4833.0974	[0.000]
6	0.5391	***	0.3058	***	5633.3363	[0.000]
7	0.5576	***	0.1519	***	6489.4917	[0.000]
8	0.5724	***	0.1042	***	7392.1598	[0.000]
9	0.5608	***	0.0449	**	8258.9621	[0.000]
10	0.5433	***	-0.0027		9072.6524	[0.000]

A5.7.1 Stima modello E-Garch11

Stima modello E-Garch11				
Mean: ARMAX(0,0,4); Variance: EGARCH(1,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 8				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.013	0.011617	1.1190	0.13157
Regress(2)	0.62217	0.010609	58.6459	0.00000 ***
Regress(3)	0.41285	0.016568	24.9182	0.00000 ***
Regress(4)	0.2683	0.010046	26.7066	0.00000 ***
K	-0.023232	0.0045806	-5.0718	0.00000 ***
GARCH(1)	0.91736	0.005622	163.1734	0.00000 ***
ARCH(1)	0.45004	0.02338	19.2487	0.00000 ***
Leverage(1)	-0.069175	0.012408	-5.5750	0.00000 ***
LLF = 3655.2 (-3.6552e+003)				
AIC = 7326.4 (7.3264e+003)				
BIC = 7373.7 (7.3737e+003)				

A5.7.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

$$e_t = \sigma_t * z_t; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

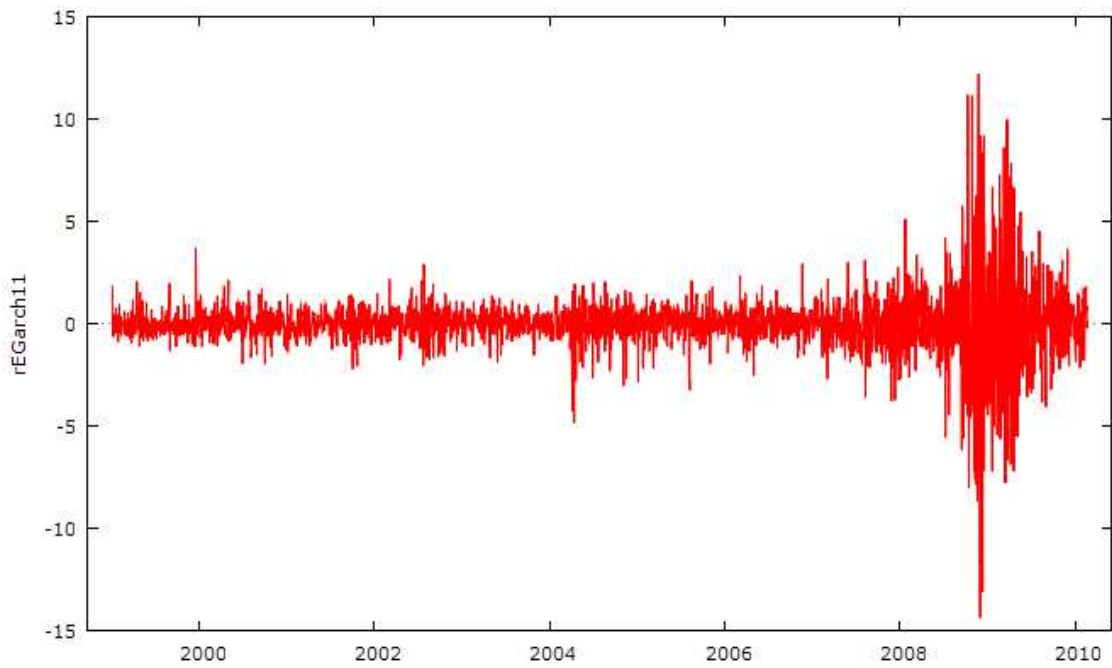
$$\ln(\sigma_t^2) = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * g(z_{t-i})) + \sum_{j=1}^1 \ln(\sigma_{t-j}^2)$$

$$g(e_t) = [\phi e_t + \psi (|e_t| - E|e_t|)]$$

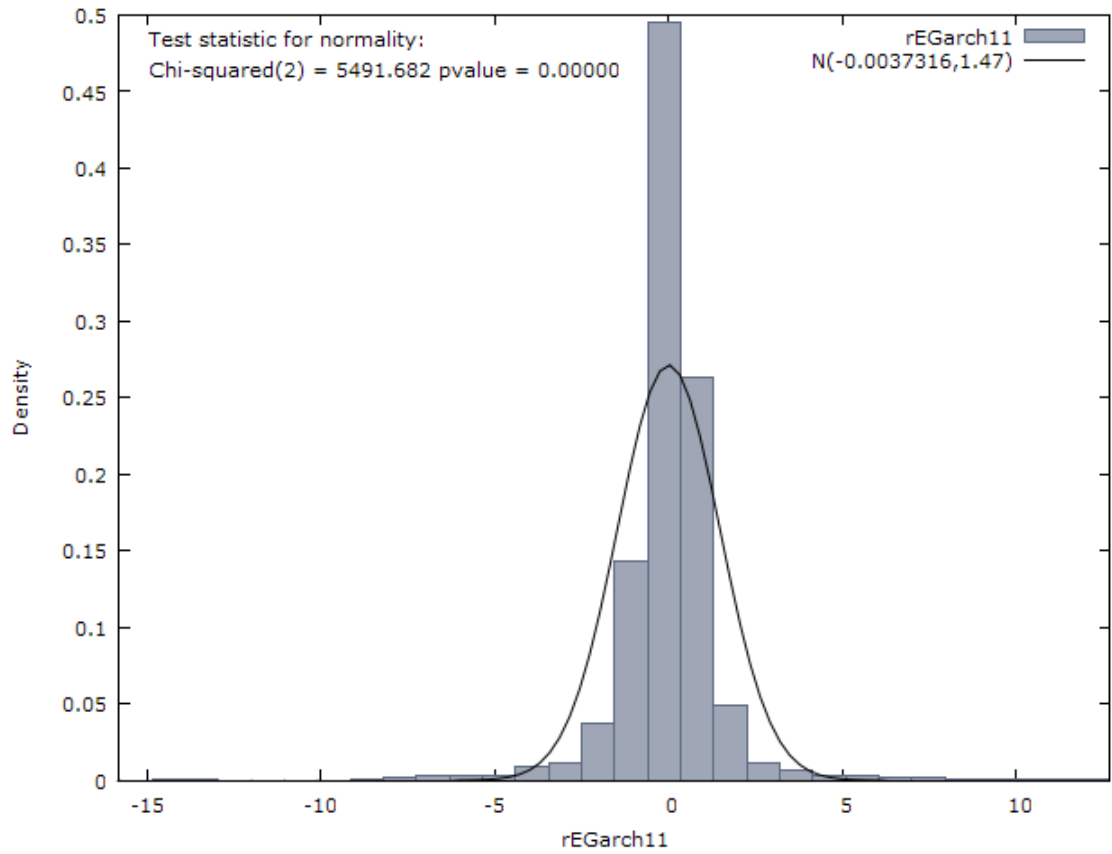
A5.7.3 Test normalità sui residui del modello E-Garch11

Test Normalità Residui
Test for normality of rEGarch11:
Doornik-Hansen test = 5491.68, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.77562, with p-value 7.53737e-052
Lilliefors test = 0.142915, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 36161.9, with p-value 0

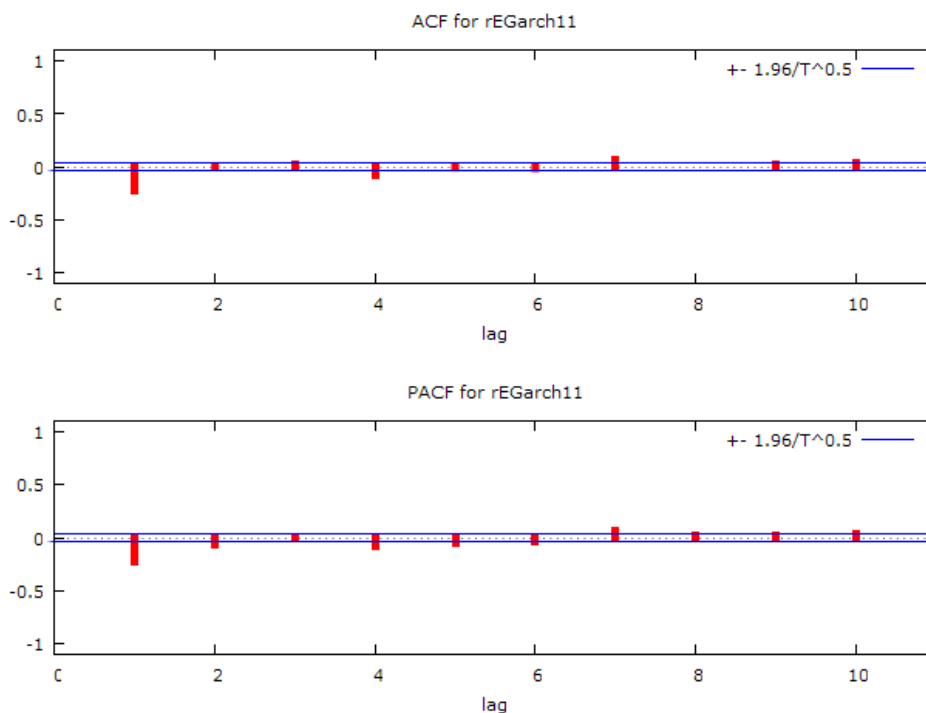
A5.7.4 Grafico andamento dei residui del modello E-Garch11



A5.7.5 Grafico distribuz residui modello E-Garch11 rispetto normdist



A5.7.6 Grafico del correlogramma dei residui



A5.7.7 Funzione di autocorrelazione dei residui E-Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for rEGarch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2333	***	-0.2333	***	149.5975	[0.000]
2	-0.0031		-0.0609	***	149.6246	[0.000]
3	0.0221		0.0075		150.9663	[0.000]
4	-0.0764	***	-0.0736	***	167.0079	[0.000]
5	-0.0091		-0.0467	**	167.2347	[0.000]
6	-0.0144		-0.0346	*	167.8043	[0.000]
7	0.0724	***	0.0651	***	182.2443	[0.000]
8	0.0002		0.0290		182.2445	[0.000]
9	0.0192		0.0284		183.2557	[0.000]
10	0.0323	*	0.0429	**	186.1352	[0.000]

A5.7.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello E-Garch11

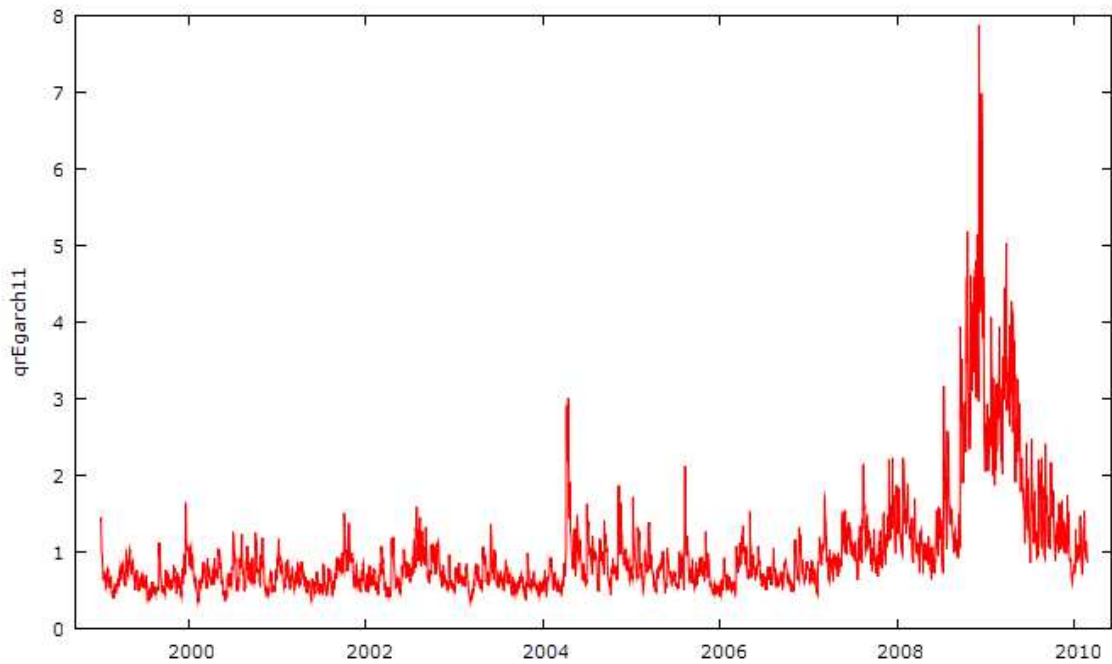
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rEGarch11 including one lag of (1-L)rEGarch11 sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.30875 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -43.7166$ asymptotic p-value 0.01143
test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.30878 test statistic: $\tau_c(1) = -43.7095$ asymptotic p-value 5.891e-010

```

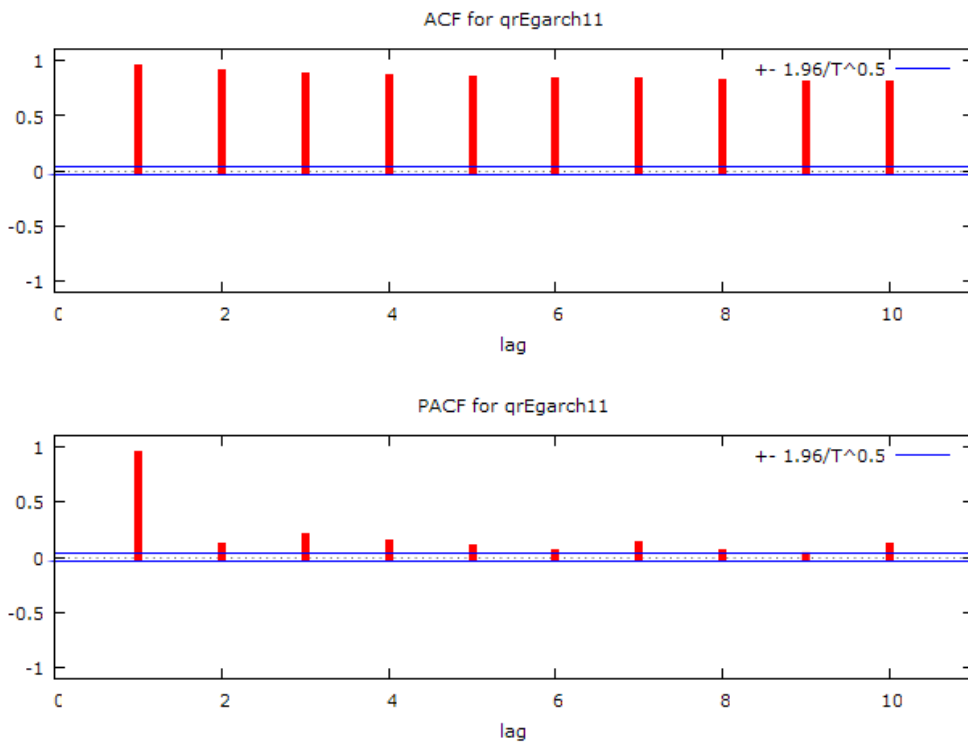
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000
estimated value of (a - 1): -1.30902
test statistic: tau_ct(1) = -43.7079
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.7.9 Grafico dell'andamento dei quadrati dei residui del E-Garch11



A5.7.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui E-Garch11



A5.7.11 Funzione autocorrelazione dei quadrati dei residui E-Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for qrEgarch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.9336	***	0.9336	***	2395.2023	[0.000]
2	0.8835	***	0.0929	***	4541.2167	[0.000]
3	0.8575	***	0.1770	***	6563.3631	[0.000]
4	0.8421	***	0.1226	***	8514.2424	[0.000]
5	0.8294	***	0.0849	***	10407.2092	[0.000]
6	0.8145	***	0.0398	**	12233.3699	[0.000]
7	0.8094	***	0.1160	***	14037.4635	[0.000]
8	0.8031	***	0.0426	**	15814.4330	[0.000]
9	0.7915	***	0.0093		17541.0335	[0.000]
10	0.7880	***	0.0904	***	19253.0182	[0.000]

A5.8.1 Stima modello E-Garch21

Stima modello E-Garch21				
Mean: ARMAX(0,0,4); Variance: EGARCH(2,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 9				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.019417	0.012572	1.5445	0.06123 *
Regress(2)	0.58621	0.011822	49.5886	0.00000 ***
Regress(3)	0.40185	0.017428	23.0576	0.00000 ***
Regress(4)	0.24794	0.0099392	24.9462	0.00000 ***
K	0.0077265	0.0031085	2.4856	0.00647 ***
GARCH(1)	0.42683	0.064797	6.5871	0.00000 ***
GARCH(2)	0.55737	0.064479	8.6441	0.00000 ***
ARCH(1)	0.31056	0.022339	13.9022	0.00000 ***
Leverage(1)	-0.046678	0.012967	-3.5997	0.00016 ***
LLF = -3564.7 (-3.5647e+003)				
AIC = 7147.3 (7.1473e+003)				
BIC = 7200.6 (7.2006e+003)				

A5.8.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0,1)$$

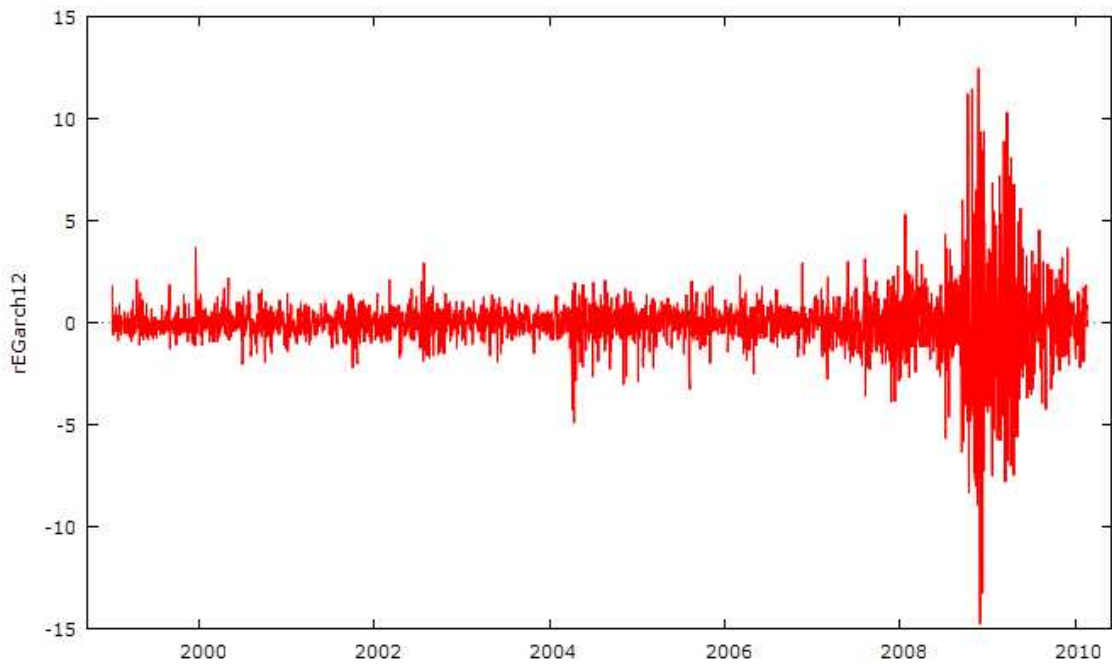
$$\ln(\sigma_t^2) = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * g(z_{t-i})) + \sum_{j=1}^2 \ln(\sigma_{t-j}^2)$$

$$g(e_t) = [\phi e_t + \psi (|e_t| - E|e_t|)]$$

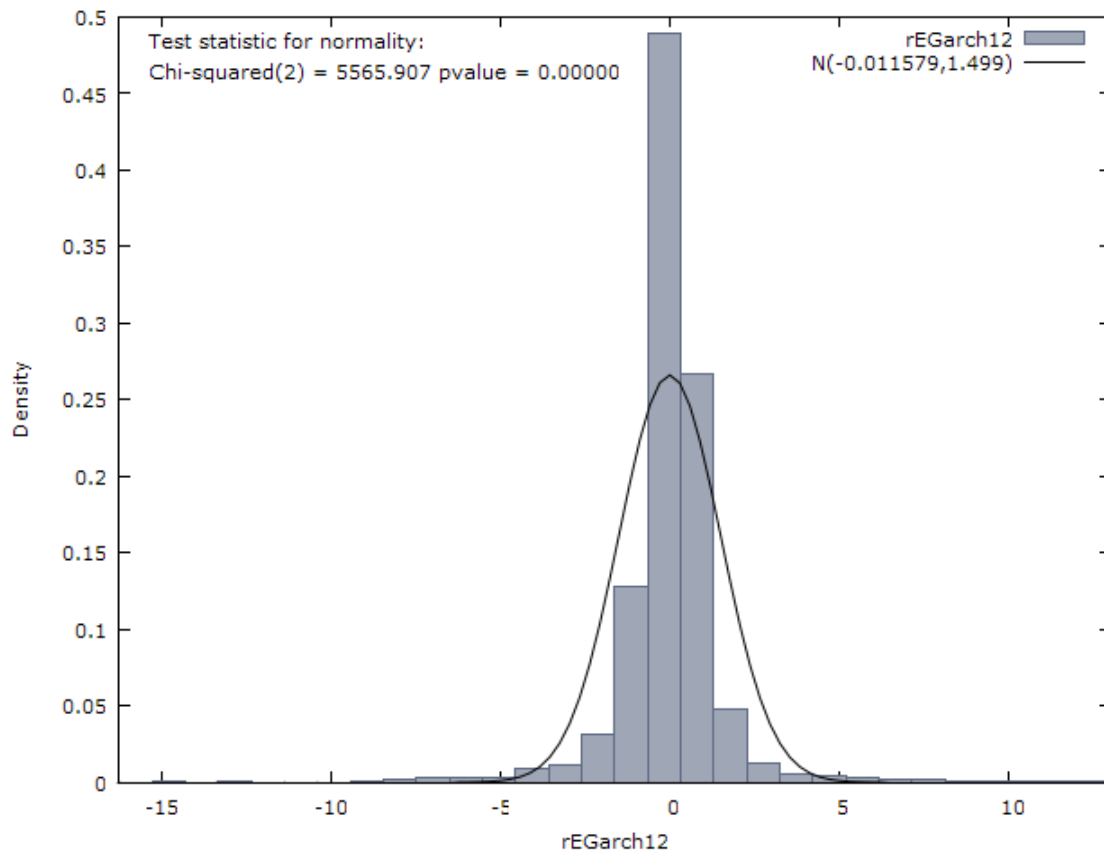
A5.8.3 Test normalità sui residui del modello E-Garch21

Test Normalità Residui
Test for normality of qrEgarch11:
Doornik-Hansen test = 8945.39, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.633369, with p-value 1.62028e-060
Lilliefors test = 0.220897, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 31081.4, with p-value 0

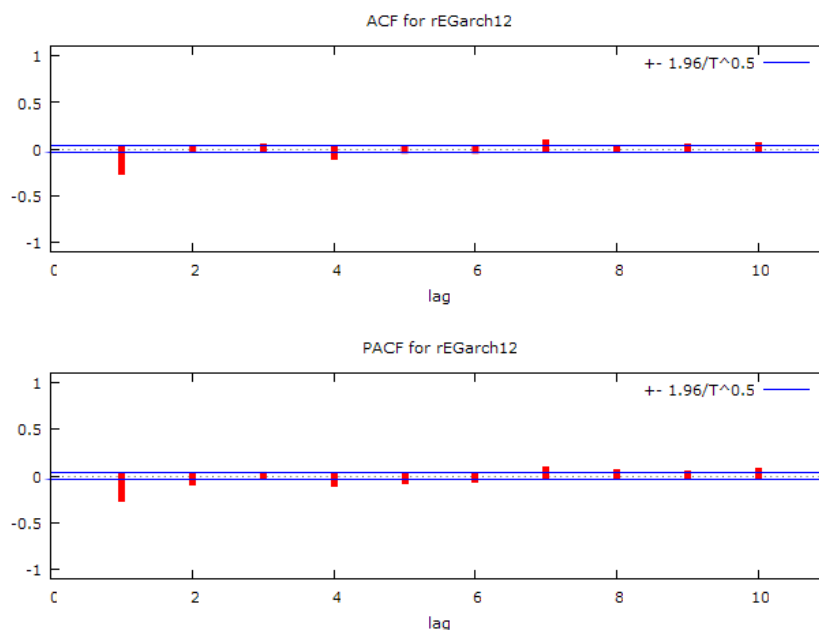
A5.8.4 Grafico andamento dei residui del modello E-Garch21



A5.8.5 Grafico dist residui modello E-Garch21 rispetto alla normale



A5.8.6 Grafico del correlogramma dei residui del modello E-Garch21



A5.8.7 Funzione di autocorrelazione dei residui E-Garch21

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for rEGarch12						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2343	***	-0.2343	***	150.8149	[0.000]
2	-0.0038		-0.0621	***	150.8551	[0.000]
3	0.0233		0.0083		152.3462	[0.000]
4	-0.0765	***	-0.0733	***	168.4414	[0.000]
5	-0.0107		-0.0484	**	168.7566	[0.000]
6	-0.0121		-0.0334	*	169.1616	[0.000]
7	0.0722	***	0.0658	***	183.5188	[0.000]
8	0.0013		0.0307		183.5238	[0.000]
9	0.0175		0.0273		184.3719	[0.000]
10	0.0343	*	0.0446	**	187.6168	[0.000]

A5.8.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello E-Garch21

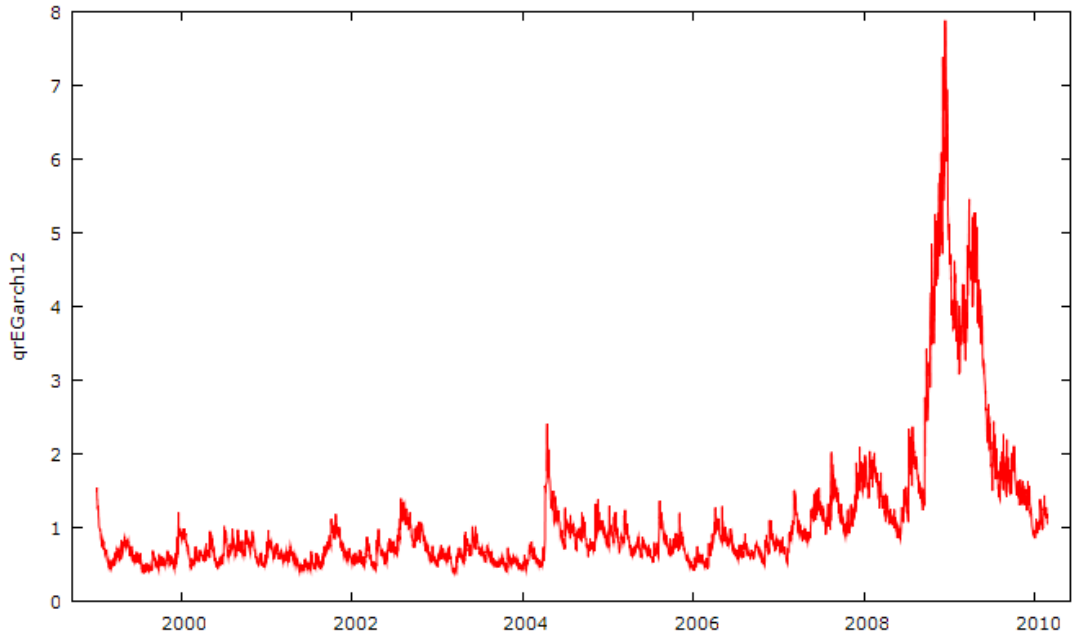
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rEGarch12 including one lag of (1-L)rEGarch12 sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.31105 test statistic: tau_nc(1) = -43.7804 asymptotic p-value 0.01369
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.31128 test statistic: tau_c(1) = -43.779 asymptotic p-value 9.025e-010

```

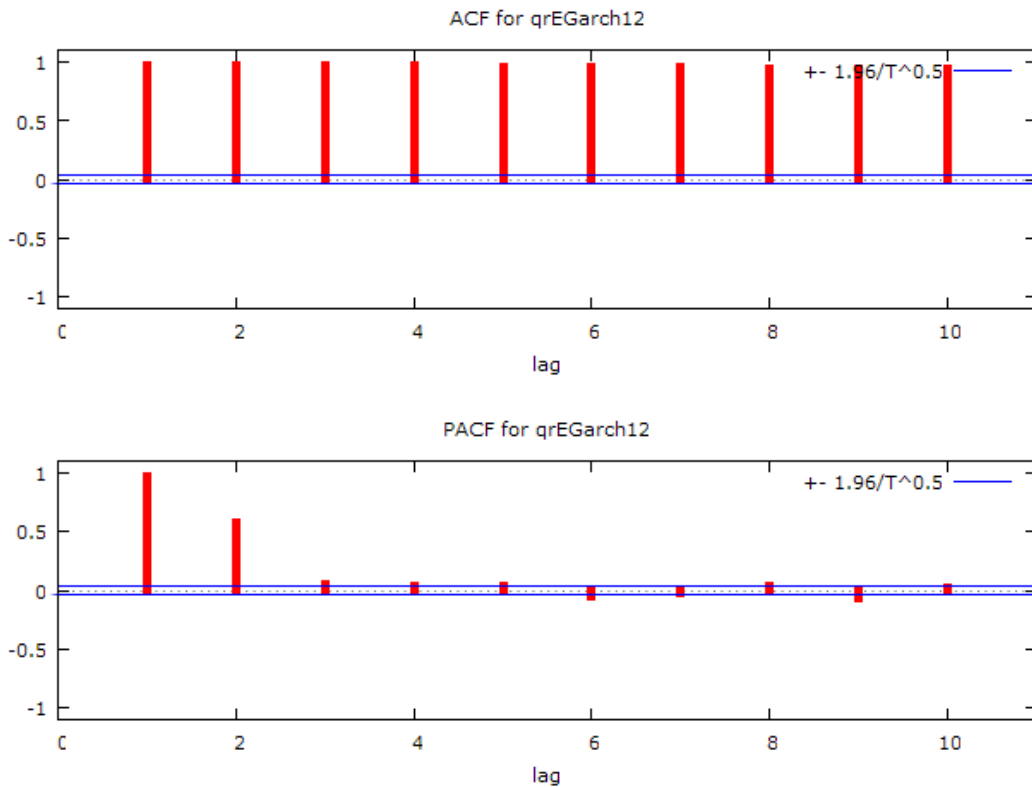
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.3115
test statistic: tau_ct(1) = -43.7768
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.8.9 Grafico andamento quadrati dei residui del modello E-Garch21



A5.8.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui E-Garch21



A5.8.11 Funzione di autocorrelazione quadrati dei residui E-Garch21

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for qrEGarch12						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.9787	***	0.9787	***	2632.3545	[0.000]
2	0.9820	***	0.5715	***	5283.1061	[0.000]
3	0.9727	***	0.0552	***	7885.1918	[0.000]
4	0.9709	***	0.0422	**	10478.6657	[0.000]
5	0.9659	***	0.0439	**	13046.0405	[0.000]
6	0.9606	***	-0.0506	***	15586.2262	[0.000]
7	0.9560	***	-0.0227		18103.1916	[0.000]
8	0.9520	***	0.0390	**	20600.1274	[0.000]
9	0.9454	***	-0.0647	***	23063.4237	[0.000]
10	0.9423	***	0.0211		25511.5938	[0.000]

A5.9.1 Stima modello GJR-Arch5

Stima modello GJR-Arch5				
Mean: ARMAX(0,0,4); Variance: GJR(0,5)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 15				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.019574	0.013961	1.4020	0.08046 *
Regress(2)	0.61703	0.011371	54.2642	0.00000 ***
Regress(3)	0.40958	0.020123	20.3541	0.00000 ***
Regress(4)	0.27238	0.010891	25.0097	0.00000 ***
K	0.22929	0.014426	15.8935	0.00000 ***
ARCH(1)	0.25103	0.029199	8.5971	0.00000 ***
ARCH(2)	0.18404	0.030108	6.1126	0.00000 ***
ARCH(3)	0.16891	0.02434	6.9397	0.00000 ***
ARCH(4)	0.13303	0.027375	4.8597	0.00000 ***
ARCH(5)	0.11037	0.027491	4.0149	0.00003 ***
Leverage(1)	0.10012	0.042525	2.3545	0.00927 ***
Leverage(2)	-0.089513	0.037381	-2.3946	0.00832 ***
Leverage(3)	0.032761	0.036297	0.9026	0.18337
Leverage(4)	-0.010881	0.034731	-0.3133	0.37703
Leverage(5)	0.037201	0.034276	1.0853	0.13889
LLF = -3650.2 (-3.6502e+003)				
AIC = 7330.4 (7.3304e+003)				
BIC = 7419.2 (7.4192e+003)				

A5.9.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

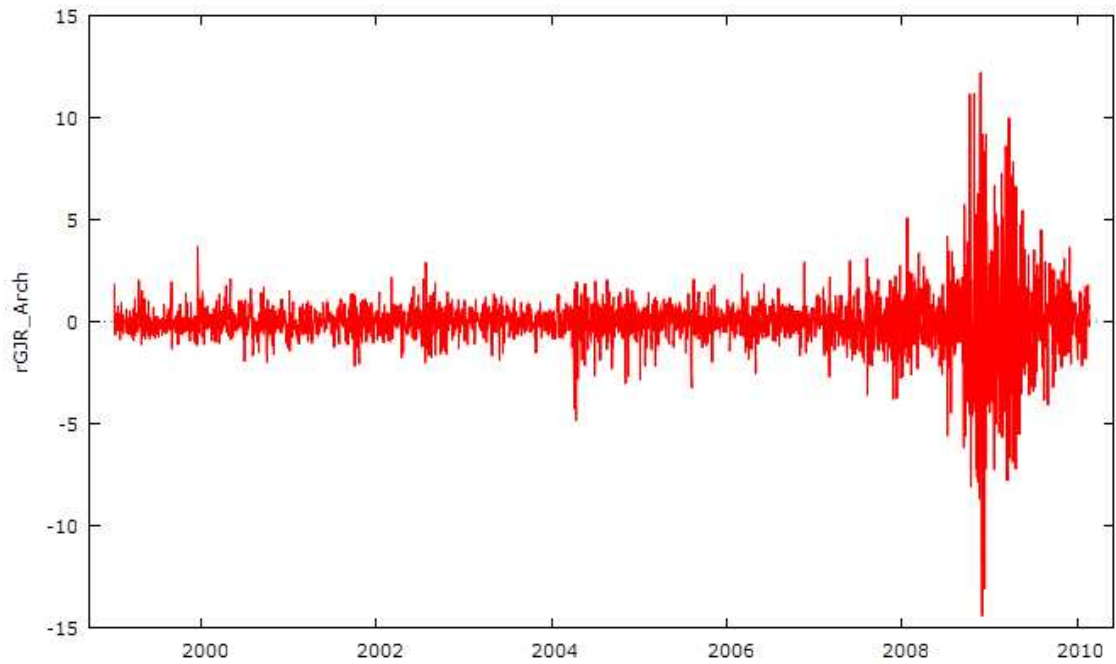
$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^5 A_j e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^5 L_i S_{t-i} e_{t-i}^2$$

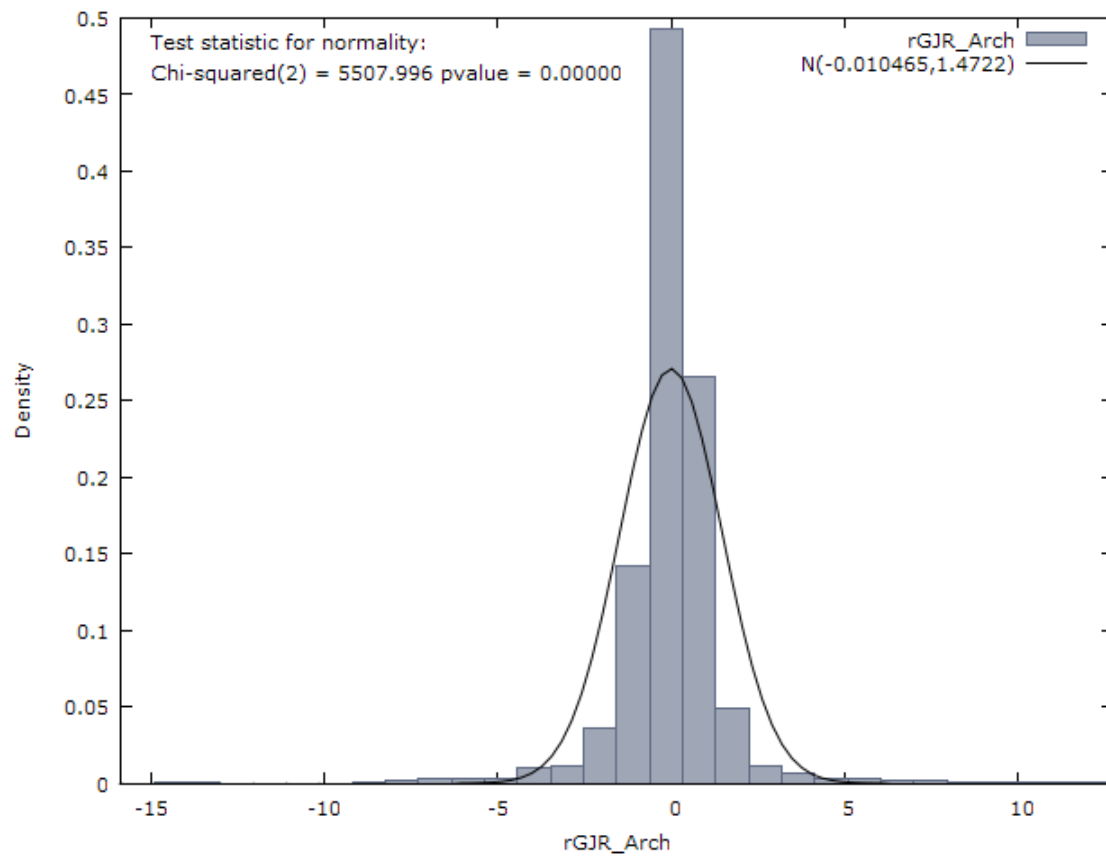
A5.9.3 Test normalità sui residui del modello GJR-Arch5

Test Normalità Residui
Test for normality of rGJR_Arch:
Doornik-Hansen test = 5508, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.77506, with p-value 6.83851e-052
Lilliefors test = 0.142719, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 36355, with p-value 0

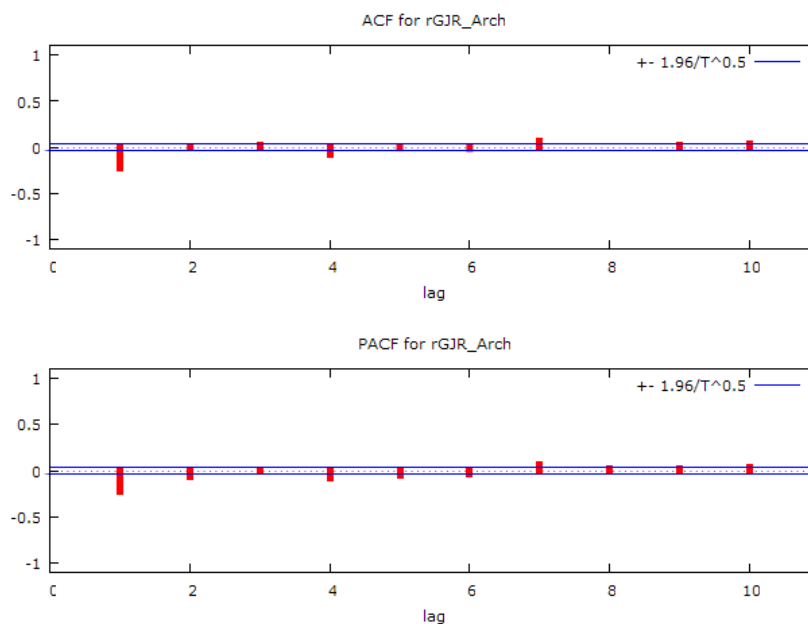
A5.9.4 Grafico andamento dei residui del modello GJR-Arch5



A5.9.5 Grafico dist residui modello GJR-Arch5 rispetto alla normale



A5.9.6 Grafico del correlogramma dei residui del modello GJR-Arch5



A5.9.7 Funzione di autocorrelazione dei residui GJR-Arch5

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for rGJR_Arch					
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]
1	-0.2333	***	-0.2333	***	149.5266 [0.000]
2	-0.0035		-0.0613	***	149.5605 [0.000]
3	0.0223		0.0076		150.9338 [0.000]
4	-0.0767	***	-0.0739	***	167.1012 [0.000]
5	-0.0091		-0.0468	**	167.3275 [0.000]
6	-0.0143		-0.0346	*	167.8871 [0.000]
7	0.0724	***	0.0651	***	182.3064 [0.000]
8	0.0003		0.0290		182.3066 [0.000]
9	0.0191		0.0284		183.3112 [0.000]
10	0.0326	*	0.0432	**	186.2361 [0.000]

A5.9.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello GJR-Arch5

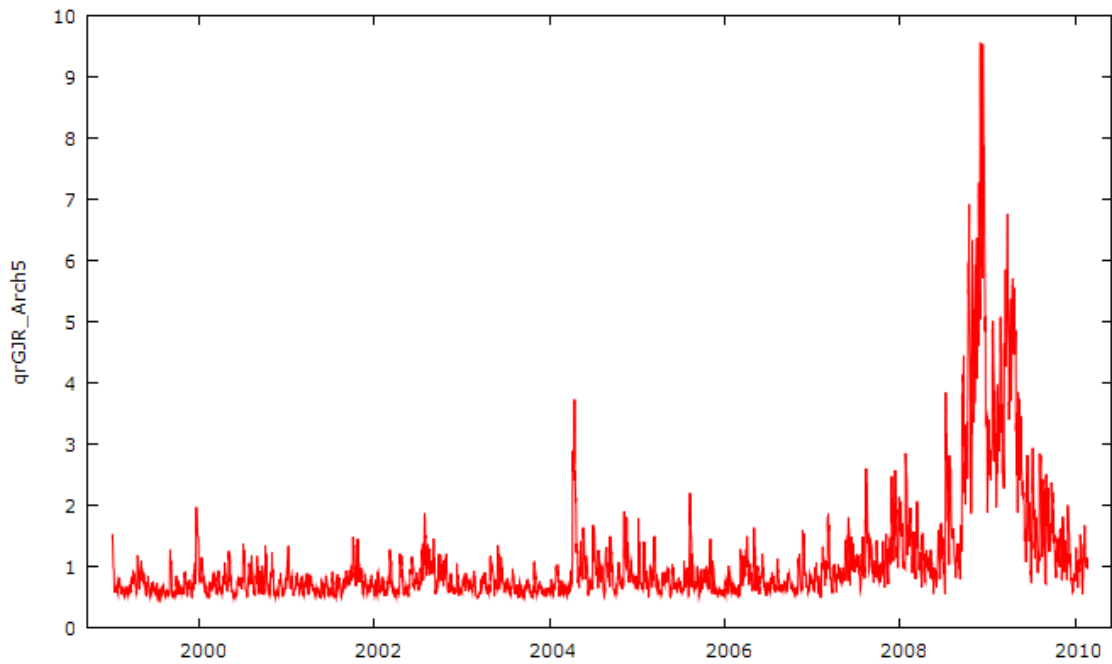
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for rGJR_Arch including one lag of (1-L)rGJR_Arch sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.30898 test statistic: tau_nc(1) = -43.727 asymptotic p-value 0.01177</p> <p>test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.30917 test statistic: tau_c(1) = -43.7247 asymptotic p-value 6.468e-010</p>

```

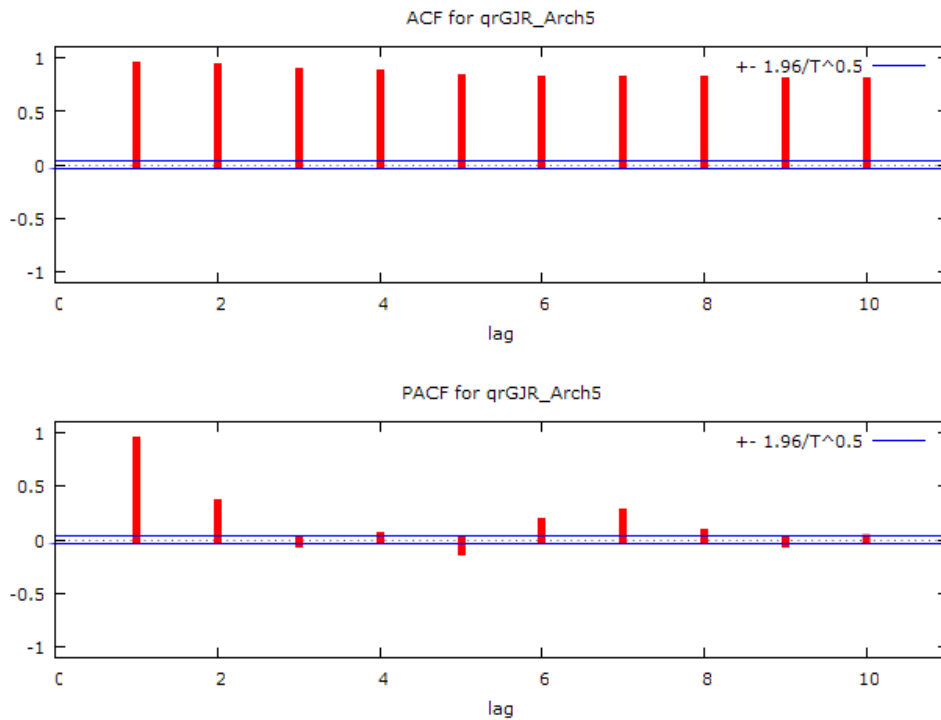
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.30941
test statistic: tau_ct(1) = -43.723
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.9.9 Grafico dell'andamento dei quadrati dei residui GJR-Arch5



A5.9.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui GJR-Arch5



A5.9.11 Funzione di autocorrelazione quadrati dei residui GJR-Arch5

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for qrGJR_Arch5						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.9339	***	0.9339	***	2396.6171	[0.000]
2	0.9167	***	0.3486	***	4706.7216	[0.000]
3	0.8797	***	-0.0314		6834.7727	[0.000]
4	0.8567	***	0.0373	*	8853.8398	[0.000]
5	0.8154	***	-0.1106	***	10683.6411	[0.000]
6	0.8065	***	0.1695	***	12474.1009	[0.000]
7	0.8053	***	0.2527	***	14260.0724	[0.000]
8	0.8013	***	0.0601	***	16029.2077	[0.000]
9	0.7921	***	-0.0434	**	17758.4196	[0.000]
10	0.7917	***	0.0150		19486.5039	[0.000]

A5.10.1 Stima modello GJR-Garch11

Stima modello GJR-Garch11				
Mean: ARMAX(0,0,4); Variance: GJR(1,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 8				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.018323	0.01376	1.3316	0.09150 *
Regress(2)	0.58793	0.012493	47.0627	0.00000 ***
Regress(3)	0.4117	0.019448	21.1696	0.00000 ***
Regress(4)	0.25601	0.010516	24.3440	0.00000 ***
K	0.012645	0.0018583	6.8045	0.00000 ***
GARCH(1)	0.89205	0.0079491	112.2202	0.00000 ***
ARCH(1)	0.071014	0.011085	6.4063	0.00000 ***
Leverage(1)	0.051735	0.013352	3.8746	0.00005 ***
LLF = -3563.6 (-3.5636e+003)				
AIC = 7143.2 (7.1432e+003)				
BIC = 7190.5 (7.1905e+003)				

A5.10.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

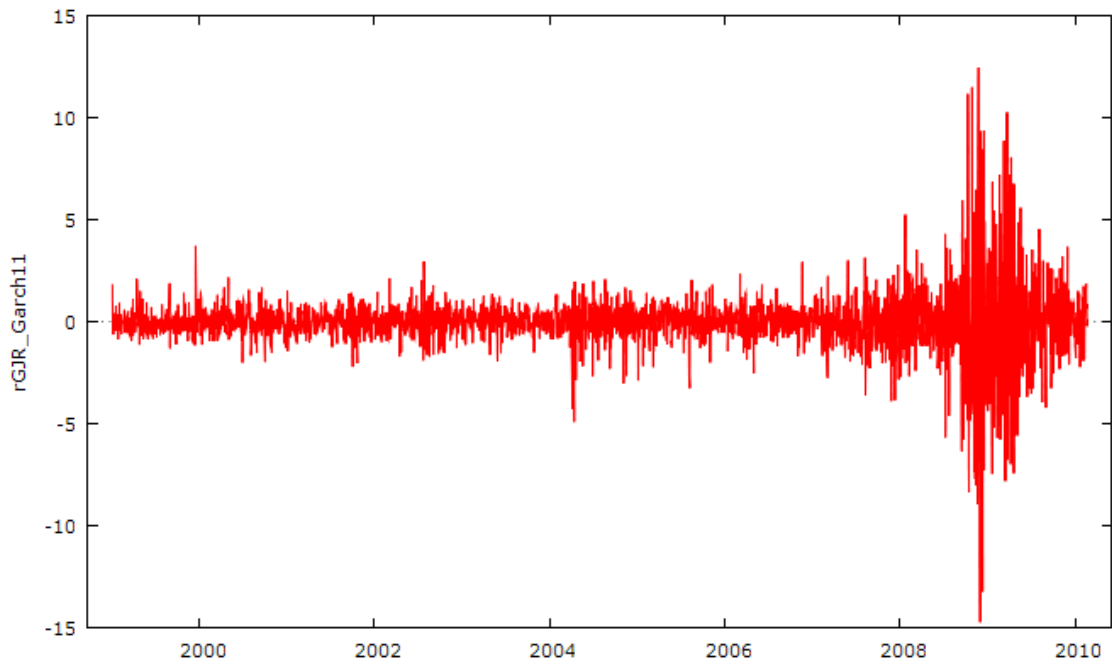
$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 A_i e_{t-i} + \sum_{i=1}^1 L_i S_{t-i} e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^1 G_j \sigma_{t-j}^2$$

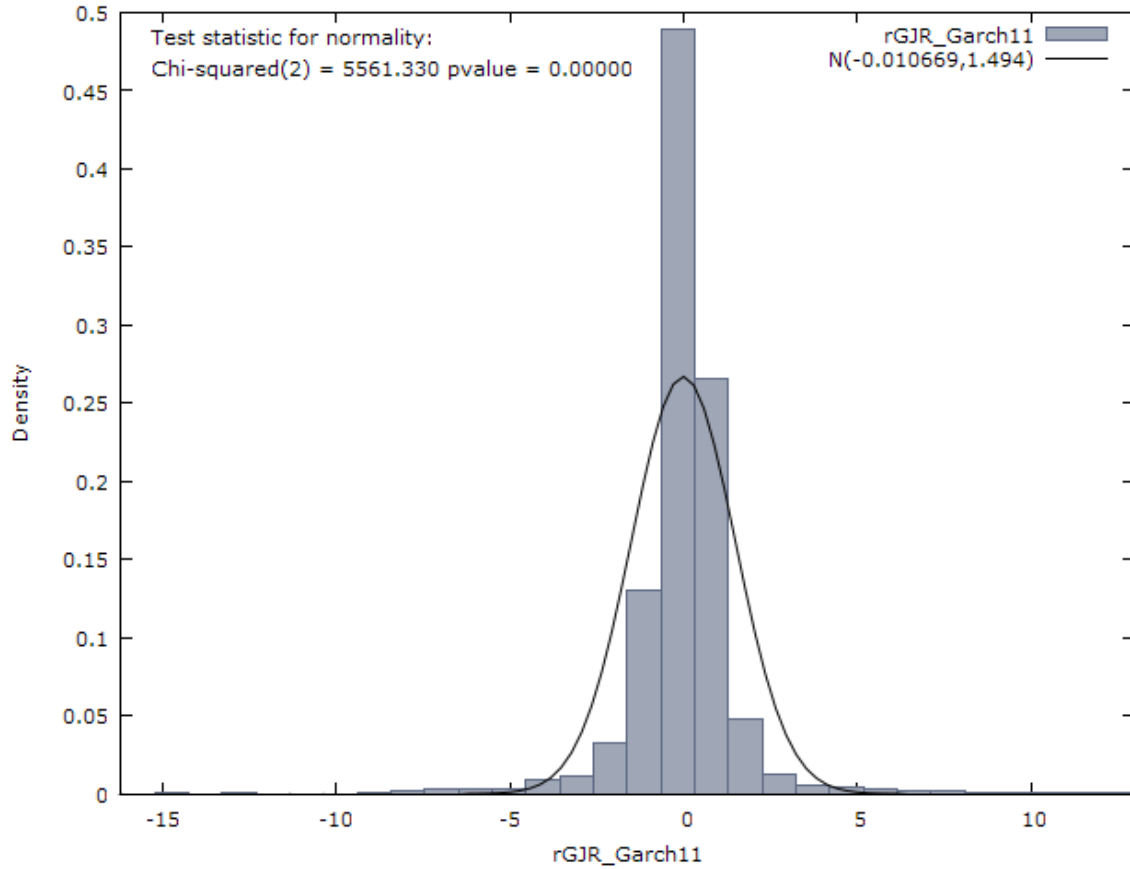
A5.10.3 Test normalità sui residui del modello GJR-Garch11

Test Normalità Residui
Test for normality of qrGJR_Arch5:
Doornik-Hansen test = 14712.6, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.542835, with p-value 1.2275e-064
Lilliefors test = 0.263832, with p-value ~ 0
Jarque-Bera test = 41940.5, with p-value 0

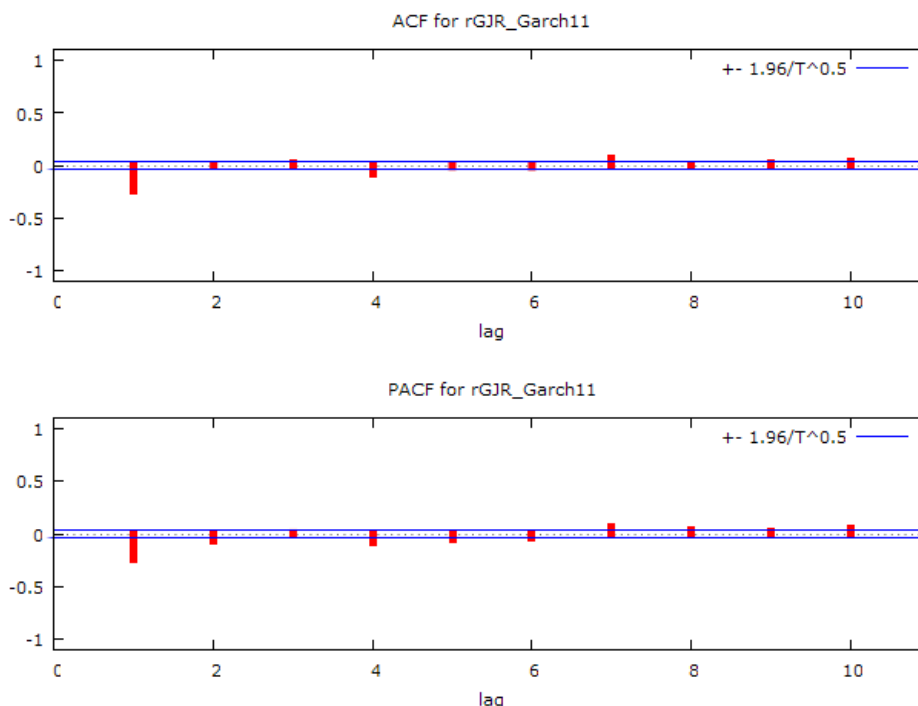
A5.10.4 Grafico andamento dei residui del modello GJR-Garch11



A5.10.5 Grafico dist residui modello GJR-Garch11 rispetto a NormDist



A5.10.6 Grafico del correlogramma dei residui



A5.10.7 Funzione di autocorrelazione dei residui GJR-Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for rGJR_Garch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2341	***	-0.2341	***	150.5971	[0.000]
2	-0.0042		-0.0624	***	150.6447	[0.000]
3	0.0234		0.0082		152.1448	[0.000]
4	-0.0769	***	-0.0738	***	168.4340	[0.000]
5	-0.0103		-0.0482	**	168.7241	[0.000]
6	-0.0124		-0.0335	*	169.1454	[0.000]
7	0.0718	***	0.0652	***	183.3318	[0.000]
8	0.0014		0.0304		183.3375	[0.000]
9	0.0177		0.0275		184.2042	[0.000]
10	0.0342	*	0.0446	**	187.4335	[0.000]

A5.10.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello GJR-Garch11

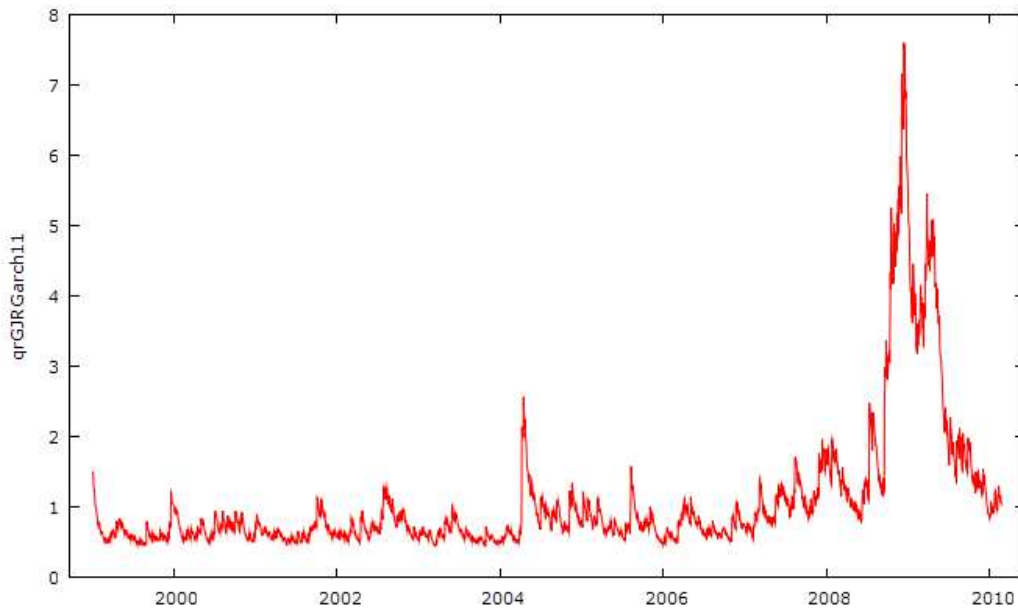
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for rGJR_Garch11 including one lag of (1-L)rGJR_Garch11 sample size 2743 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of $(a - 1)$: -1.31124 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -43.7906$ asymptotic p-value 0.01408</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of $(a - 1)$: -1.31144 test statistic: $\tau_c(1) = -43.7883$ asymptotic p-value 9.555e-010</p>

```

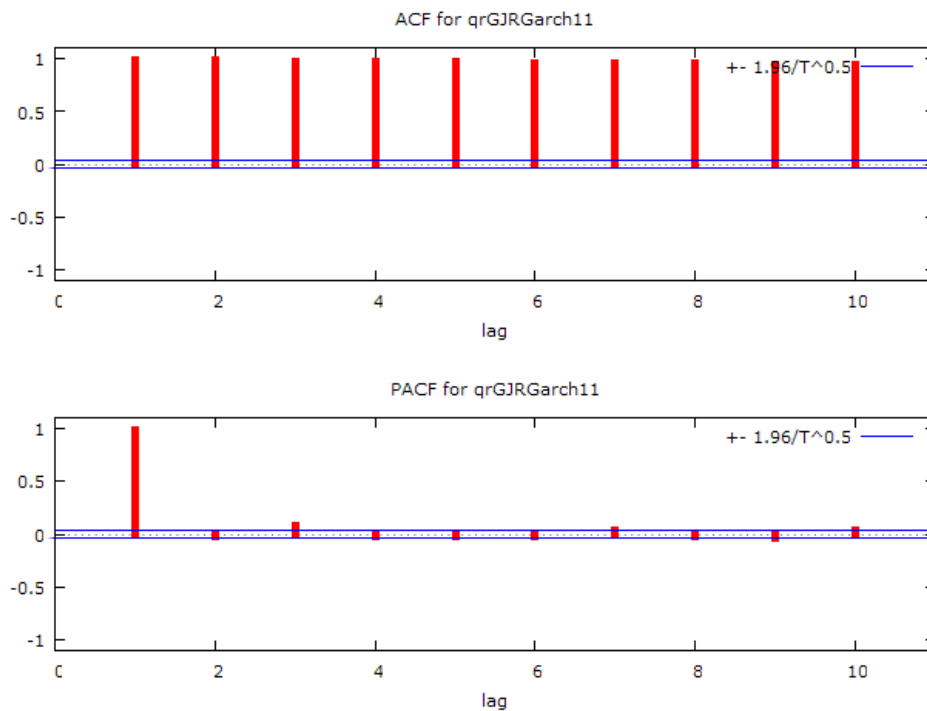
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.31165
test statistic: tau_ct(1) = -43.7861
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.10.9 Grafico dell'andamento quadrati residui modello GJR-Garch11



A5.10.10 Grafico correlogramma dei quadrati dei residui GJR-Garch11



A5.10.11 Funzione autocorrelazione quadrati residui GJR-Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for qrGJRGarch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.9938	***	0.9938	***	2714.0323	[0.000]
2	0.9873	***	-0.0283		5393.5963	[0.000]
3	0.9818	***	0.0822	***	8044.5577	[0.000]
4	0.9763	***	-0.0149		10666.5550	[0.000]
5	0.9704	***	-0.0240		13257.8391	[0.000]
6	0.9643	***	-0.0168		15817.6990	[0.000]
7	0.9588	***	0.0391	**	18349.2639	[0.000]
8	0.9531	***	-0.0151		20852.1632	[0.000]
9	0.9469	***	-0.0428	**	23323.4430	[0.000]
10	0.9412	***	0.0374	*	25765.8267	[0.000]

A5.11.1 Stima modello GJR-Garch12

Stima modello GJR-Garch12				
Mean: ARMAX(0,0,4); Variance: GJR(2,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 9				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.018934	0.013731	1.3789	0.08396 *
Regress(2)	0.5857	0.012336	47.4792	0.00000 ***
Regress(3)	0.40351	0.019611	20.5753	0.00000 ***
Regress(4)	0.25206	0.010327	24.4090	0.00000 ***
K	0.018978	0.0028718	6.6086	0.00000 ***
GARCH(1)	0.24698	0.06979	3.5389	0.00020 ***
GARCH(2)	0.58927	0.06537	9.0144	0.00000 ***
ARCH(1)	0.10425	0.017164	6.0736	0.00000 ***
Leverage(1)	0.083972	0.019703	4.2618	0.00001 ***
LLF = -3554.8 (-3.5548e+003)				
AIC = 7127.7 (7.1277e+003)				
BIC = 7180.9 (7.1809e+003)				

A5.11.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

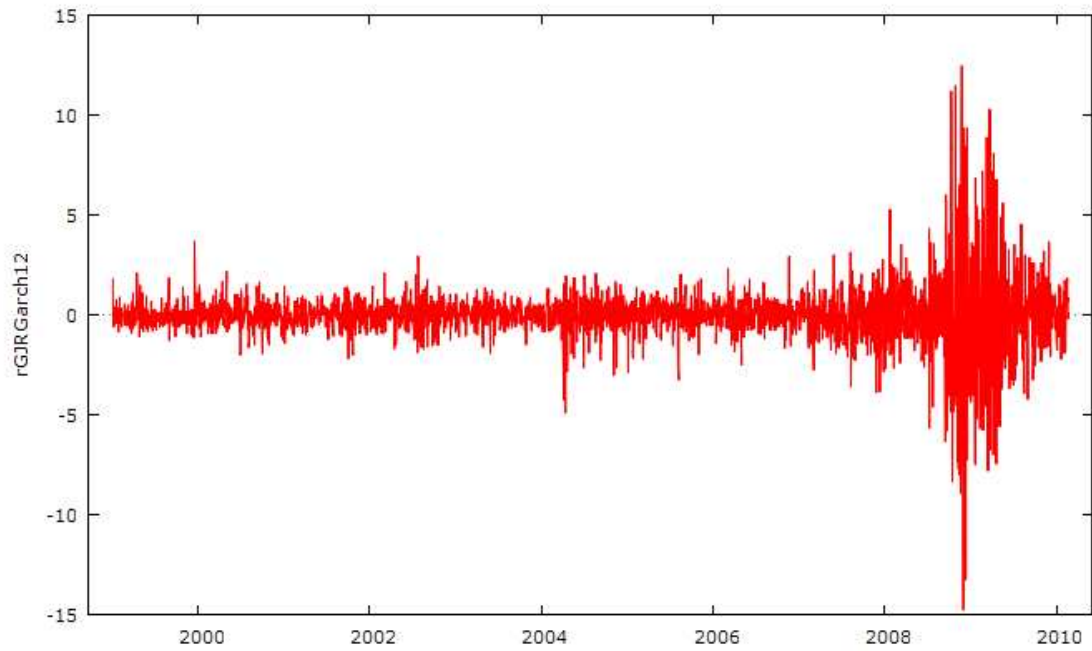
$$e_t = \sigma_t * z_t; \quad z_t = IIDN(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 A_i e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^1 L_i S_{t-i} e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^2 G_j \sigma_{t-j}^2$$

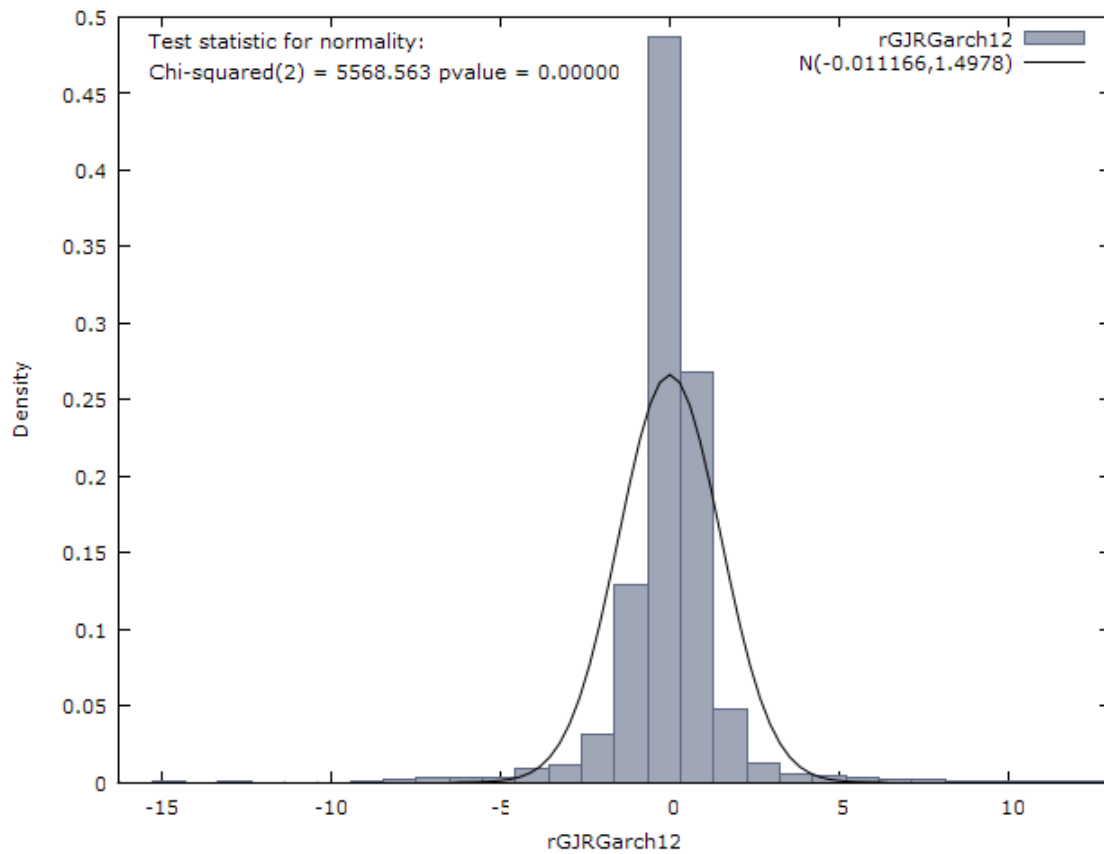
A5.11.3 Test normalità sui residui del modello GJR-Garch12

Test Normalità Residui
Test for normality of rGJRGarch12:
Doornik-Hansen test = 5568.56, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.770426, with p-value 3.08009e-052
Lilliefors test = 0.14662, with p-value ~ 0
Jarque-Bera test = 37074.7, with p-value 0

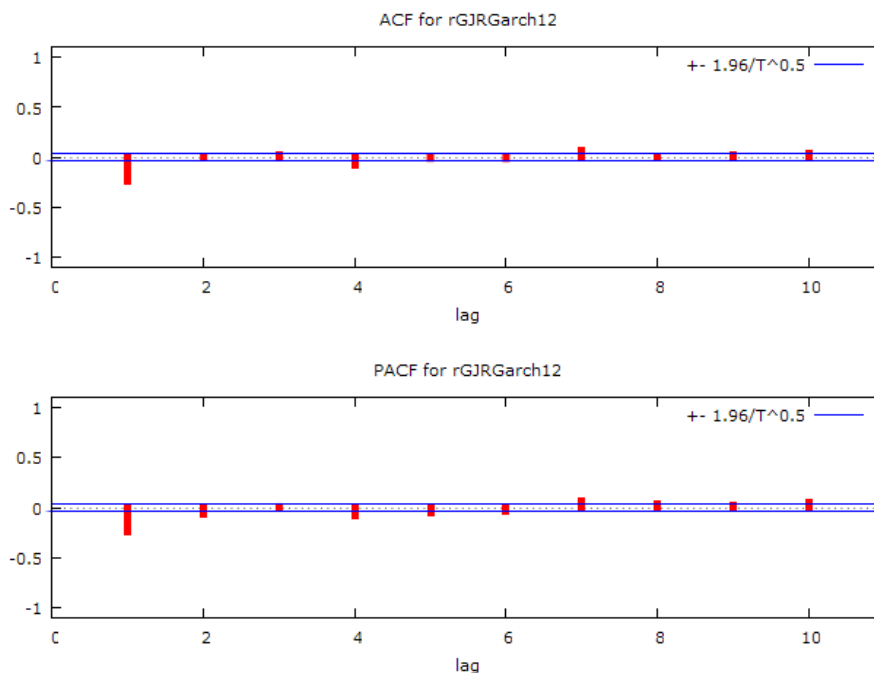
A5.11.4 Grafico andamento dei residui del modello GJR-Garch12



A5.11.5 Grafico dist residui modello GJR-Garch12 rispetto a normdist



A5.11.6 Grafico del correlogramma dei residui modello GJR-Garch12



A5.11.7 Funzione di autocorrelazione dei residui GJR-Garch12

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for rGJRgarch12						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2342	***	-0.2342	***	150.7034	[0.000]
2	-0.0040		-0.0623	***	150.7480	[0.000]
3	0.0234		0.0083		152.2494	[0.000]
4	-0.0767	***	-0.0735	***	168.4382	[0.000]
5	-0.0105		-0.0484	**	168.7442	[0.000]
6	-0.0122		-0.0334	*	169.1542	[0.000]
7	0.0721	***	0.0656	***	183.4597	[0.000]
8	0.0014		0.0306		183.4647	[0.000]
9	0.0176		0.0274		184.3196	[0.000]
10	0.0343	*	0.0447	**	187.5669	[0.000]

A5.11.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello GJR-Garch12

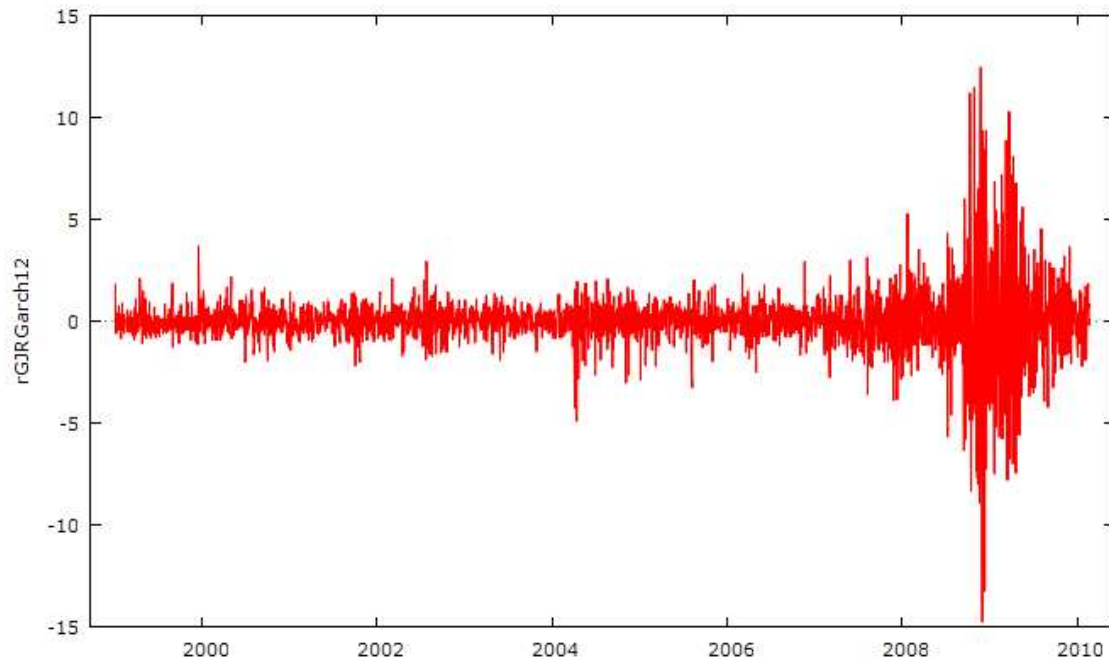
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rGJRgarch12 including one lag of (1-L)rGJRgarch12 sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1 test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.31119 test statistic: tau_nc(1) = -43.787 asymptotic p-value 0.01394
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.3114 test statistic: tau_c(1) = -43.7852 asymptotic p-value 9.376e-010

```

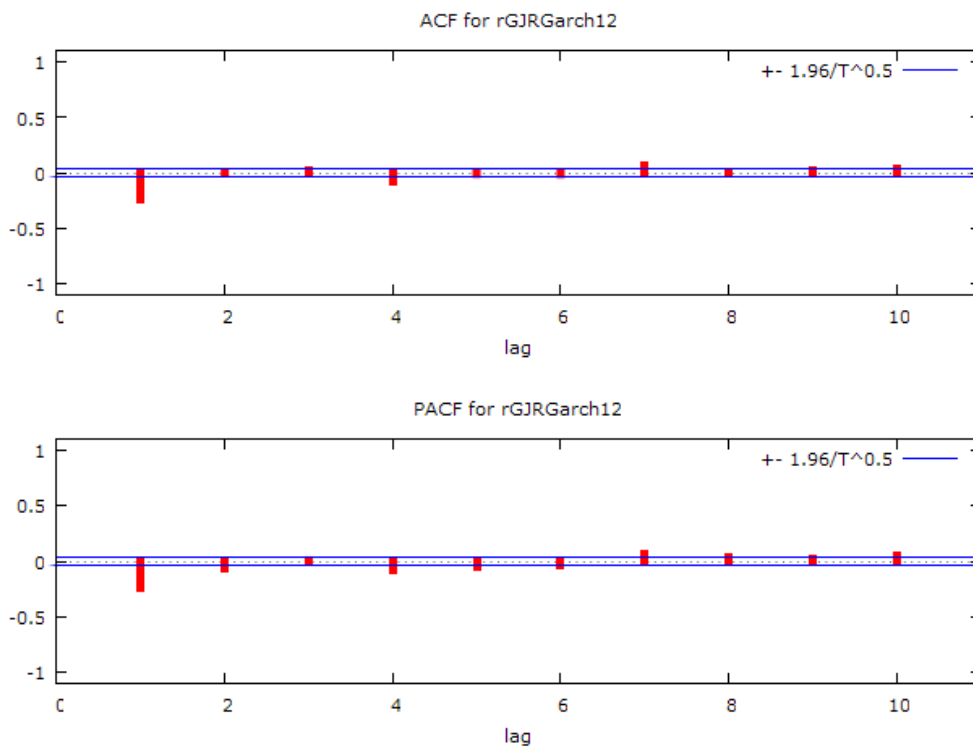
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.31162
test statistic: tau_ct(1) = -43.7831
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.11.9 Grafico dell'andamento dei quadrati del modello GJR-Garch12



A5.11.10 Grafico correlogramma dei quadrati dei residui GJR-Garch12



A5.11.11 Funzione autocorrelazione quadrati dei residui GJR-Garch12

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for rGJRGarch12						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2342	***	-0.2342	***	150.7034	[0.000]
2	-0.0040		-0.0623	***	150.7480	[0.000]
3	0.0234		0.0083		152.2494	[0.000]
4	-0.0767	***	-0.0735	***	168.4382	[0.000]
5	-0.0105		-0.0484	**	168.7442	[0.000]
6	-0.0122		-0.0334	*	169.1542	[0.000]
7	0.0721	***	0.0656	***	183.4597	[0.000]
8	0.0014		0.0306		183.4647	[0.000]
9	0.0176		0.0274		184.3196	[0.000]
10	0.0343	*	0.0447	**	187.5669	[0.000]

A5.12.1 Stima modello Arch5-tStudent

Stima modello Arch5-tStudent					
Mean: ARMAX(0,0,4); Variance: GARCH(0,5)					
Conditional Probability Distribution: T					
Number of Model Parameters Estimated: 11					
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value	
Regress(1)	0.027486	0.013075	2.1022	0.01777	***
Regress(2)	0.61087	0.012619	48.4083	0.00000	***
Regress(3)	0.42902	0.019284	22.2477	0.00000	***
Regress(4)	0.26556	0.011306	23.4874	0.00000	***
K	0.23206	0.023314	9.9535	0.00000	***
ARCH(1)	0.28862	0.041263	6.9946	0.00000	***
ARCH(2)	0.15043	0.035019	4.2958	0.00001	***
ARCH(3)	0.17434	0.034469	5.0578	0.00000	***
ARCH(4)	0.12558	0.031752	3.9552	0.00004	***
ARCH(5)	0.14292	0.034606	4.1299	0.00002	***
DoF	5.561	0.58835	9.4520	0.00000	***
LLF = -3563.6 (-3.5636e+003)					
AIC = 7149.2 (7.1492e+003)					
BIC = 7214.3 (7.2143e+003)					

A5.12.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

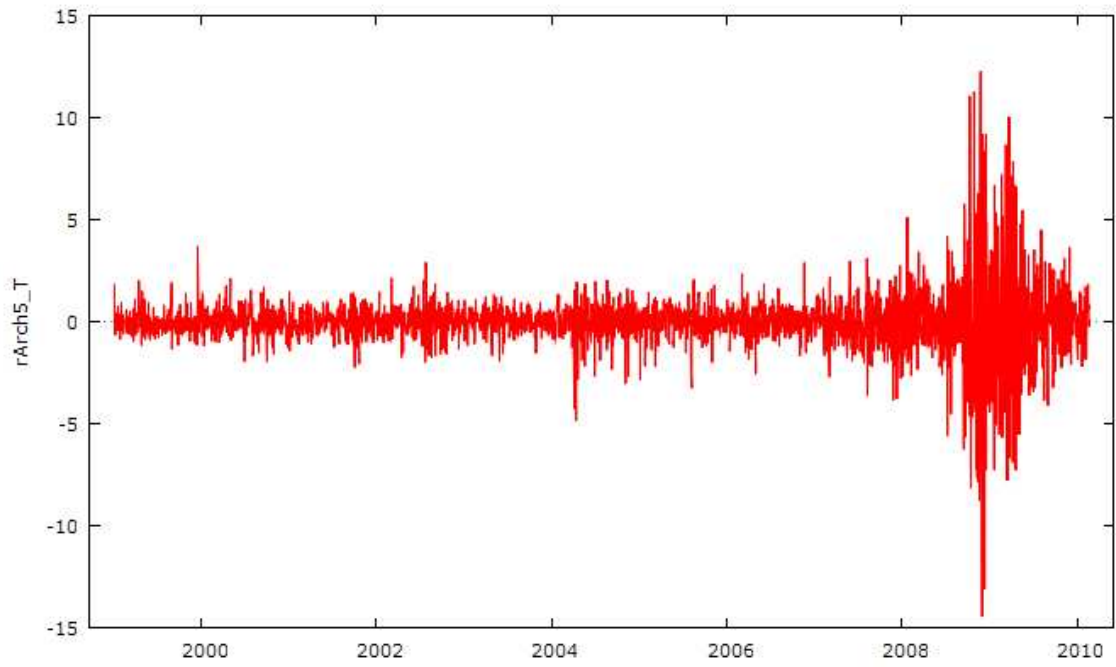
$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

$$e_t^2 = k + \sum_{i=1}^5 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

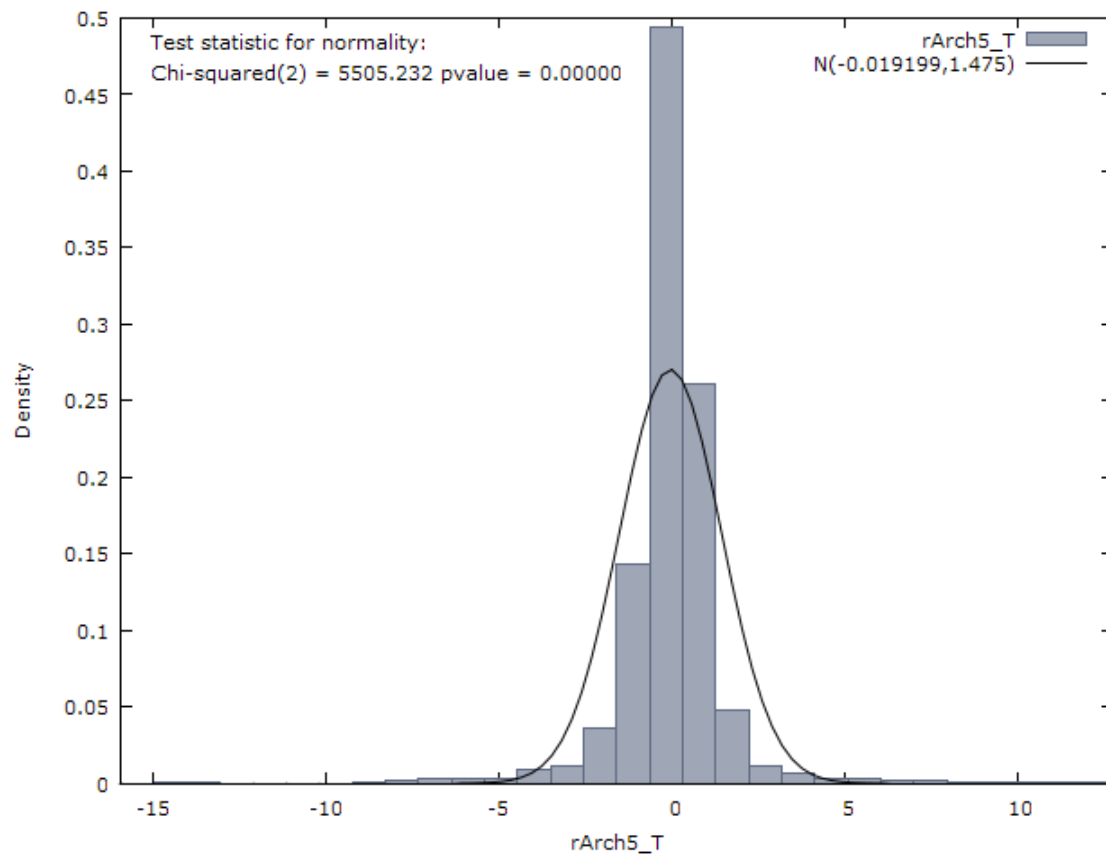
A5.12.3 Test normalità sui residui del modello Arch5-tStudent

Test Normalità Residui
Test for normality of rArch5_T:
Doornik-Hansen test = 5505.23, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.774456, with p-value 6.15851e-052
Lilliefors test = 0.143839, with p-value ~ 0
Jarque-Bera test = 36320.5, with p-value 0

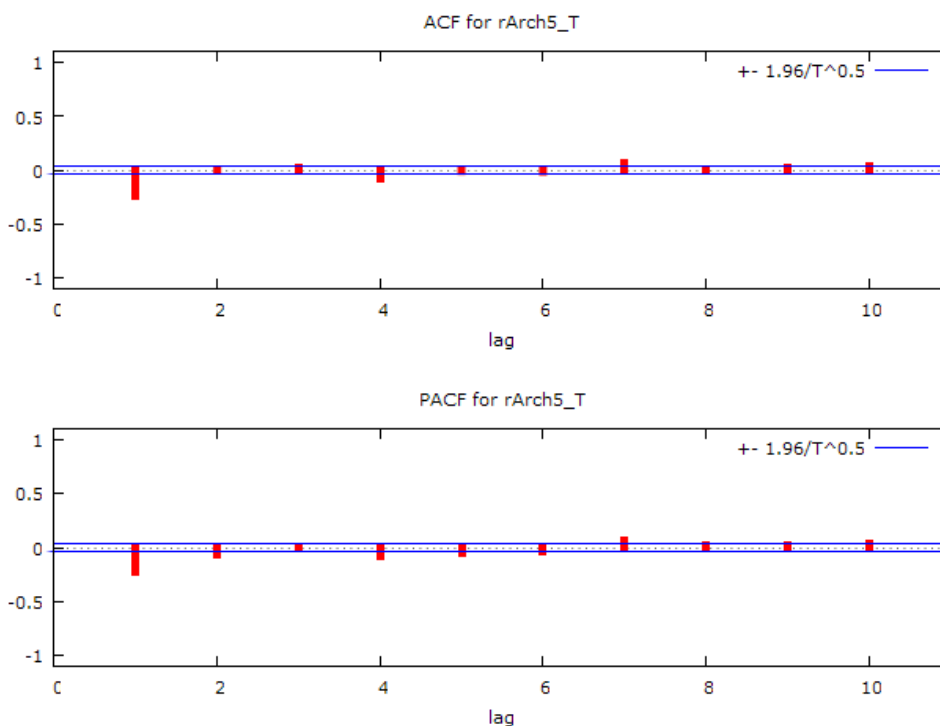
A5.12.4 Grafico andamento dei residui del modello Arch5-tStudent



A5.12.5 Grafico dist residui mod Arch5-tStudent rispetto a normdist



A5.12.6 Grafico del correlogramma dei residui Arch5-tStudent



A5.12.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Arch5-tStudent

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for rArch5_T						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2336	***	-0.2336	***	149.9822	[0.000]
2	-0.0037		-0.0616	***	150.0189	[0.000]
3	0.0226		0.0077		151.4229	[0.000]
4	-0.0769	***	-0.0740	***	167.6957	[0.000]
5	-0.0092		-0.0471	**	167.9306	[0.000]
6	-0.0137		-0.0342	*	168.4441	[0.000]
7	0.0716	***	0.0645	***	182.5472	[0.000]
8	0.0010		0.0295		182.5500	[0.000]
9	0.0186		0.0281		183.5063	[0.000]
10	0.0330	*	0.0436	**	186.5144	[0.000]

A5.12.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui modello Arch5-tStudent

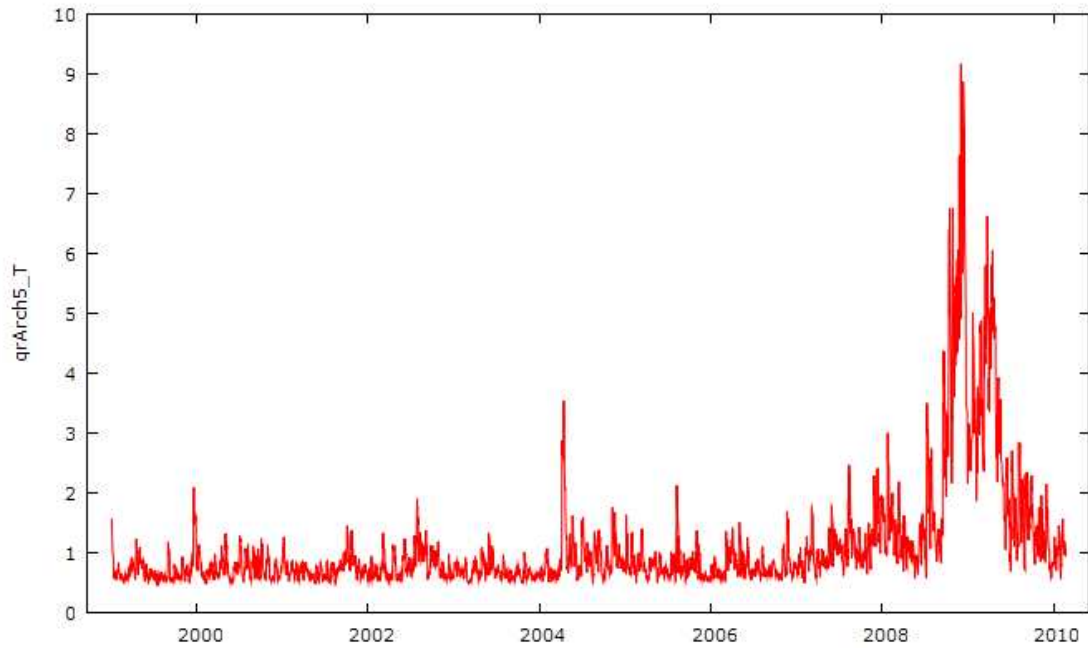
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rArch5_T including one lag of (1-L)rArch5_T sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.30937 test statistic: tau_nc(1) = -43.7366 asymptotic p-value 0.0121
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.30998 test statistic: tau_c(1) = -43.7463 asymptotic p-value 7.389e-010

```

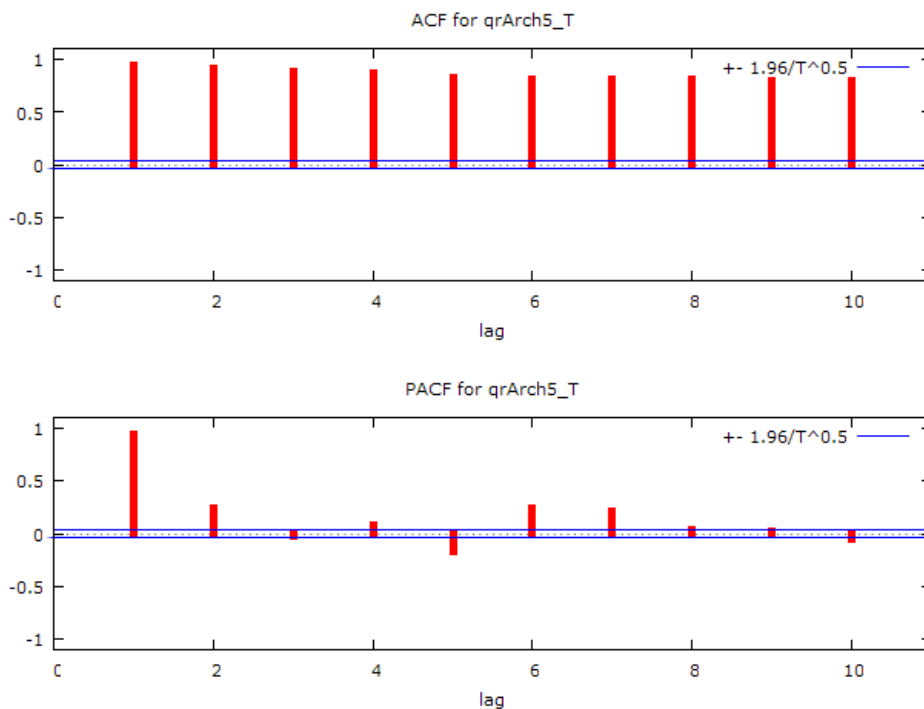
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.3102
test statistic: tau_ct(1) = -43.7443
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.12.9 Grafico andamento quadrati residui modello Arch5-tStudent



A5.12.10 Grafico correlogramma quadrati residui Arch5-tStudent



A5.12.11 Funzione autocorrelazione quadrati residui Arch5-tStudent

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for qrArch5_T						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.9465	***	0.9465	***	2461.9780	[0.000]
2	0.9211	***	0.2419	***	4794.2480	[0.000]
3	0.8881	***	-0.0189		6963.0047	[0.000]
4	0.8663	***	0.0777	***	9027.6524	[0.000]
5	0.8236	***	-0.1738	***	10894.5577	[0.000]
6	0.8150	***	0.2378	***	12723.3604	[0.000]
7	0.8118	***	0.2148	***	14538.3324	[0.000]
8	0.8091	***	0.0375	**	16341.8043	[0.000]
9	0.8017	***	0.0219		18113.1559	[0.000]
10	0.7981	***	-0.0456	**	19869.2595	[0.000]

A5.13.1 Stima modello Garch11-tStudent

Stima modello Garch11-tStudent				
Mean: ARMAX(0,0,4); Variance: GARCH(1,1)				
Conditional Probability Distribution: T				
Number of Model Parameters Estimated: 8				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.026445	0.012991	2.0357	0.02089 **
Regress(2)	0.60507	0.013117	46.1274	0.00000 ***
Regress(3)	0.42768	0.018815	22.7307	0.00000 ***
Regress(4)	0.25941	0.011086	23.3992	0.00000 ***
K	0.0099242	0.0028662	3.4625	0.00027 ***
GARCH(1)	0.90075	0.012061	74.6826	0.00000 ***
ARCH(1)	0.091982	0.012208	7.5344	0.00000 ***
DoF	6.7754	0.79858	8.4843	0.00000 ***
LLF = -3503.6 (-3.5036e+003)				
AIC = 7023.3 (7.0233e+003)				
BIC = 7070.6 (7.0706e+003)				

A5.13.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

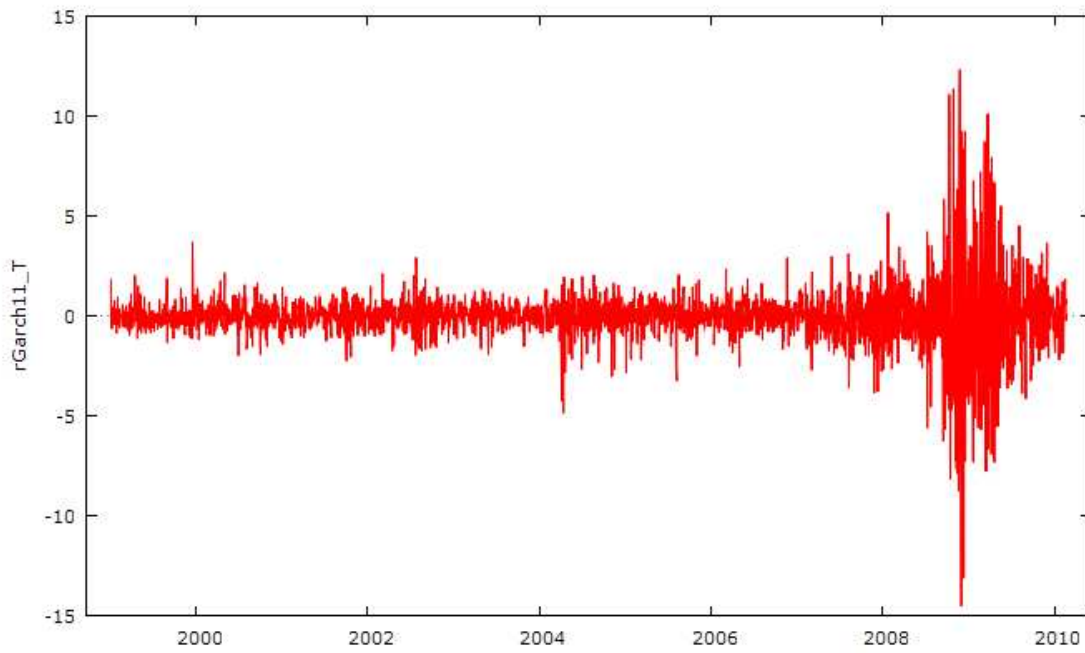
$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^1 (\beta_i * \sigma_{t-i}^2)$$

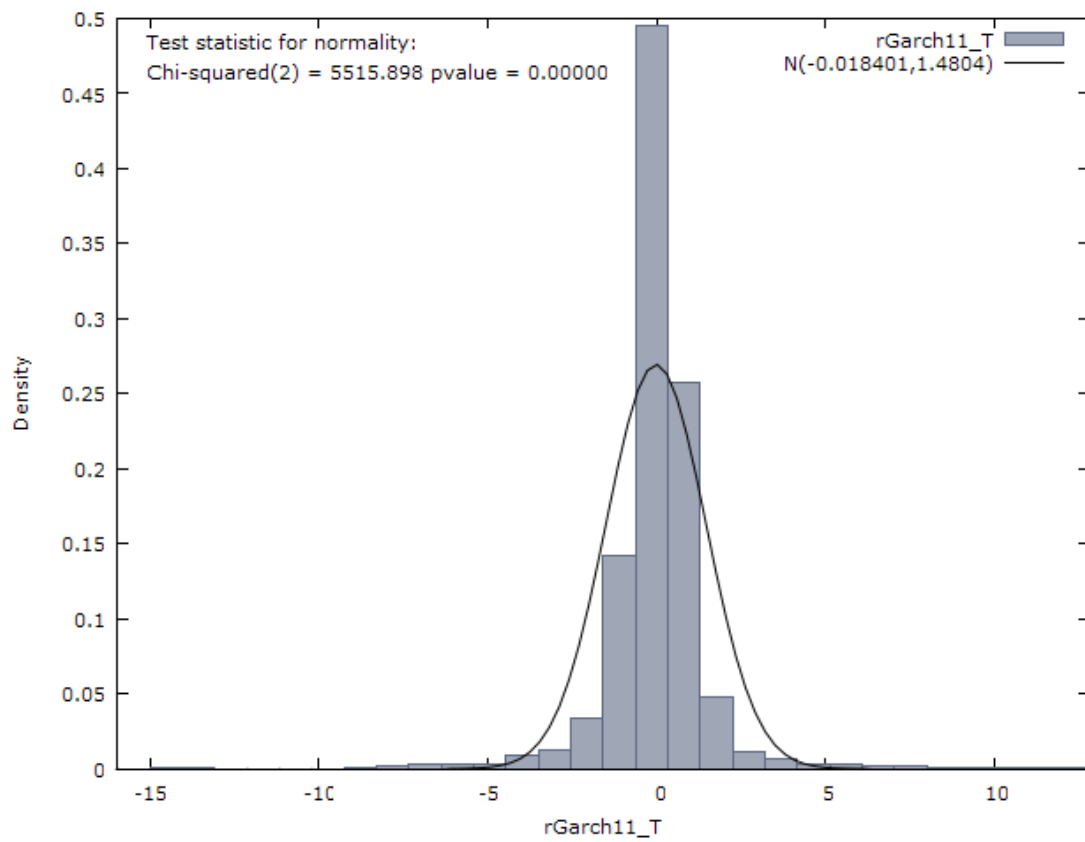
A5.13.3 Test normalità sui residui del modello Garch11-tStudent

Test Normalità Residui
Test for normality of rGarch11_T:
Doornik-Hansen test = 5515.9, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.773486, with p-value 5.20726e-052
Lilliefors test = 0.145021, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 36446.4, with p-value 0

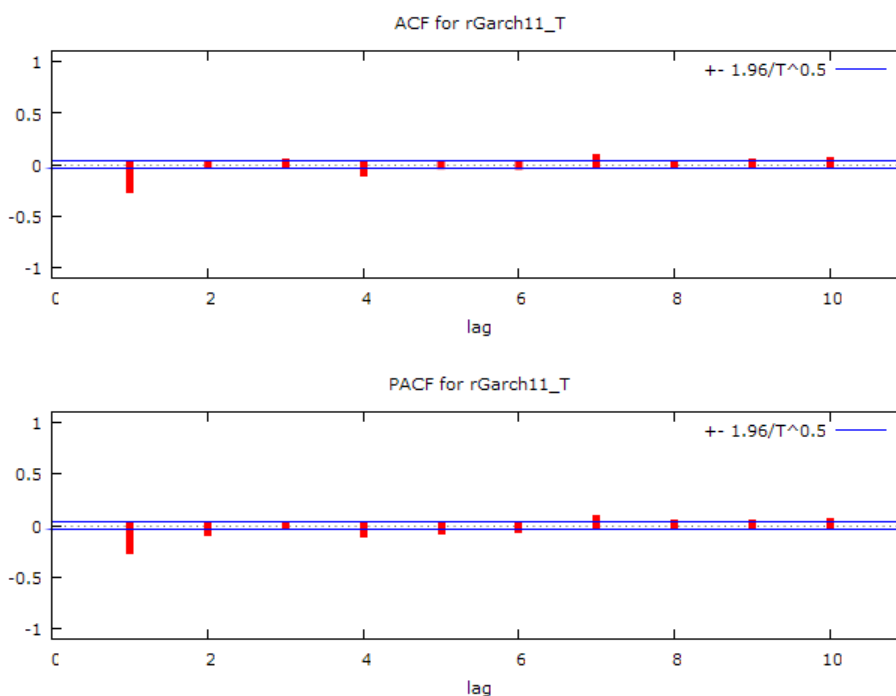
A5.13.4 Grafico andamento dei residui del modello Garch11-tStudent



A5.13.5 Grafico dist residui modello Garch11-tStudent



A5.13.6 Grafico del correlogramma dei residui



A5.13.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Garch11-tStudent

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for rGarch11_T						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2339	***	-0.2339	***	150.3108	[0.000]
2	-0.0037		-0.0617	***	150.3475	[0.000]
3	0.0228		0.0079		151.7711	[0.000]
4	-0.0768	***	-0.0739	***	168.0036	[0.000]
5	-0.0096		-0.0475	**	168.2575	[0.000]
6	-0.0132		-0.0339	*	168.7381	[0.000]
7	0.0716	***	0.0647	***	182.8395	[0.000]
8	0.0012		0.0299		182.8437	[0.000]
9	0.0183		0.0279		183.7666	[0.000]
10	0.0334	*	0.0439	**	186.8369	[0.000]

A5.13.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui modello Garch11-tStudent

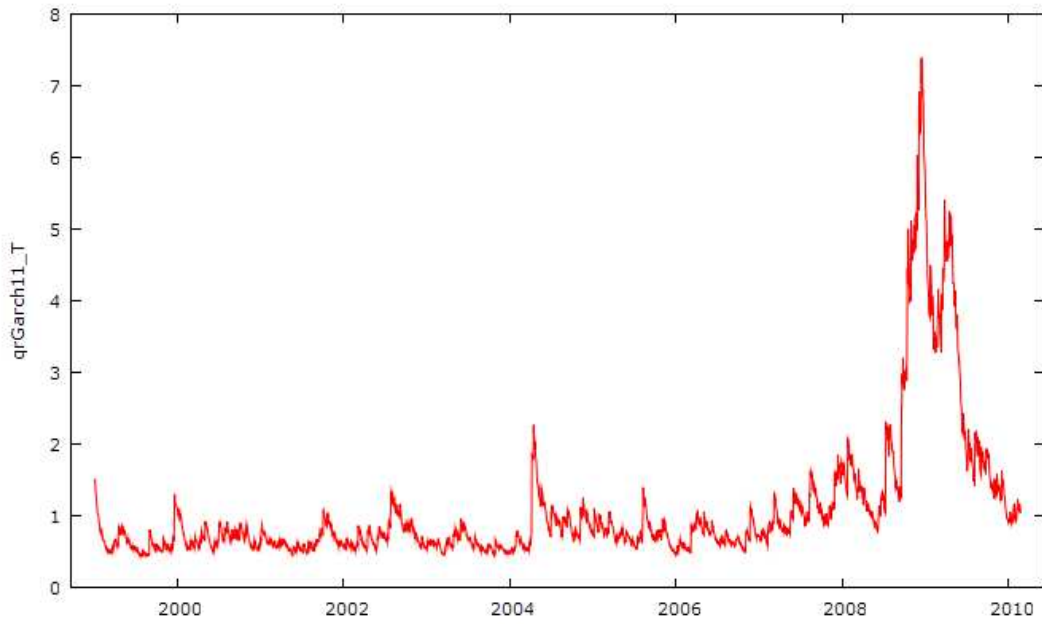
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rGarch11_T including one lag of (1-L)rGarch11_T sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.30985 test statistic: tau_nc(1) = -43.7482 asymptotic p-value 0.0125
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.31041 test statistic: tau_c(1) = -43.7565 asymptotic p-value 7.864e-010

```

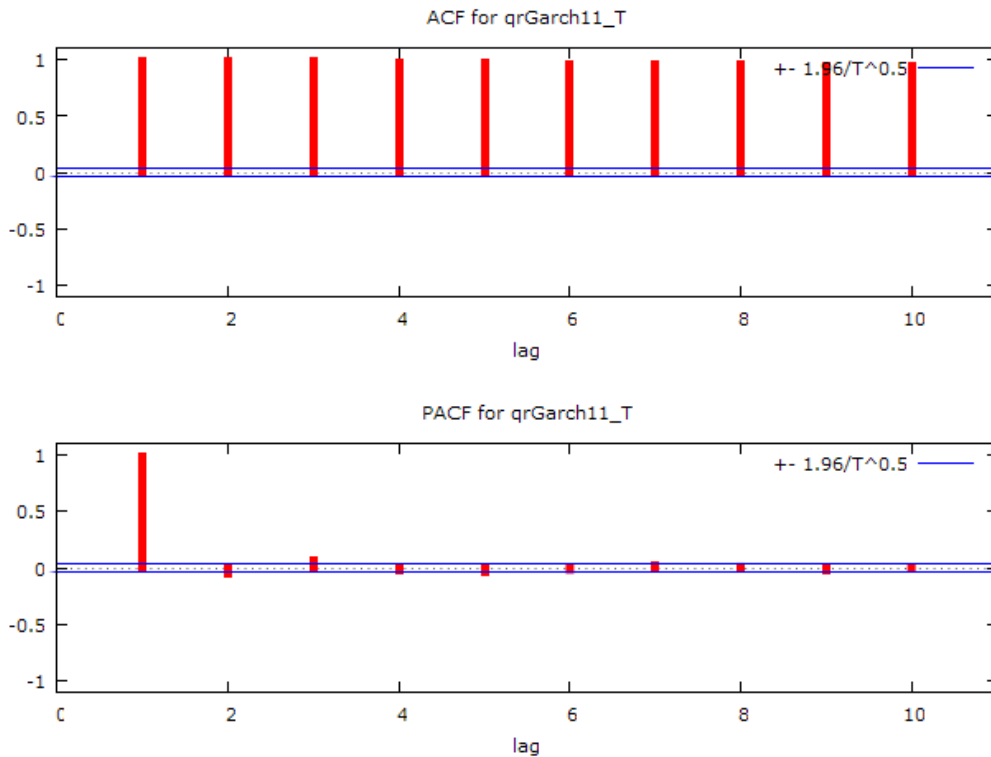
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.31063
test statistic: tau_ct(1) = -43.7544
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.13.9 Grafico andamento quadrati residui modello Garch11-tStudent



A5.13.10 Grafico correlogramma quadrati residui Garch11-tStudent



3.13.11 Funzione autocorrelazione quadrati residui Garch11-tStudent

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for qrGarch11_T						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.9948	***	0.9948	***	2719.7498	[0.000]
2	0.9892	***	-0.0541	***	5409.4927	[0.000]
3	0.9842	***	0.0706	***	8073.3100	[0.000]
4	0.9792	***	-0.0184		10710.8674	[0.000]
5	0.9736	***	-0.0424	**	13319.7481	[0.000]
6	0.9680	***	-0.0141		15899.3181	[0.000]
7	0.9627	***	0.0257		18451.5239	[0.000]
8	0.9575	***	0.0084		20977.3246	[0.000]
9	0.9520	***	-0.0283		23475.2167	[0.000]
10	0.9465	***	0.0033		25945.3851	[0.000]

A5.14.1 Stima modello Garch12-tStudent

Stima modello Garch12-tStudent				
Mean: ARMAX(0,0,4); Variance: GARCH(2,1)				
Conditional Probability Distribution: T				
Number of Model Parameters Estimated: 9				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.026993	0.012992	2.0776	0.01887 **
Regress(2)	0.60434	0.013088	46.1741	0.00000 ***
Regress(3)	0.42344	0.01884	22.4751	0.00000 ***
Regress(4)	0.25804	0.011066	23.3188	0.00000 ***
K	0.014543	0.0043627	3.3334	0.00043 ***
GARCH(1)	0.33784	0.15232	2.2180	0.01328 **
GARCH(2)	0.51551	0.14137	3.6467	0.00013 ***
ARCH(1)	0.13545	0.020078	6.7461	0.00000 ***
DoF	6.8976	0.83803	8.2307	0.00000 ***
LLF = -3499.9 (-3.4999e+003)				
AIC = 7017.8 (7.0178e+003)				
BIC = 7071.1 (7.0711e+003)				

A5.14.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

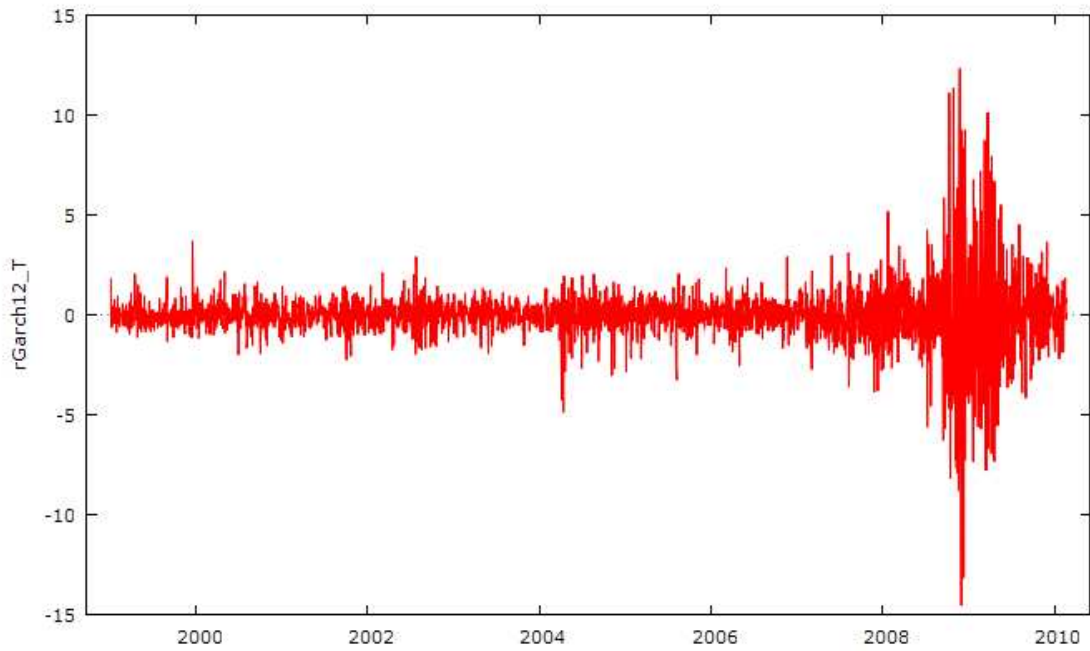
$$e_t = \sigma_t * z_t; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^2 (\beta_i * \sigma_{t-i}^2)$$

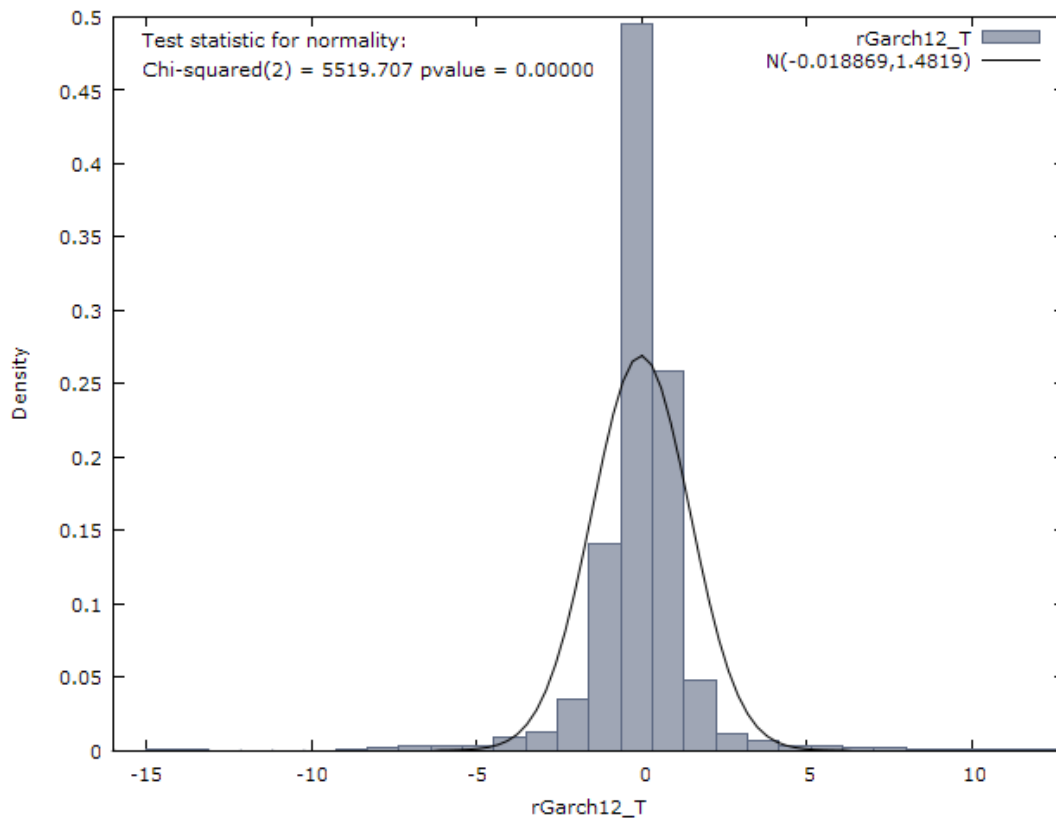
A5.14.3 Test normalità sui residui del modello Garch12-tStudent

Test Normalità Residui
Test for normality of rGarch12_T:
Doornik-Hansen test = 5519.71, with p-value 0
Shapiro-Wilk W = 0.773246, with p-value 4.99677e-052
Lilliefors test = 0.145126, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 36491.7, with p-value 0

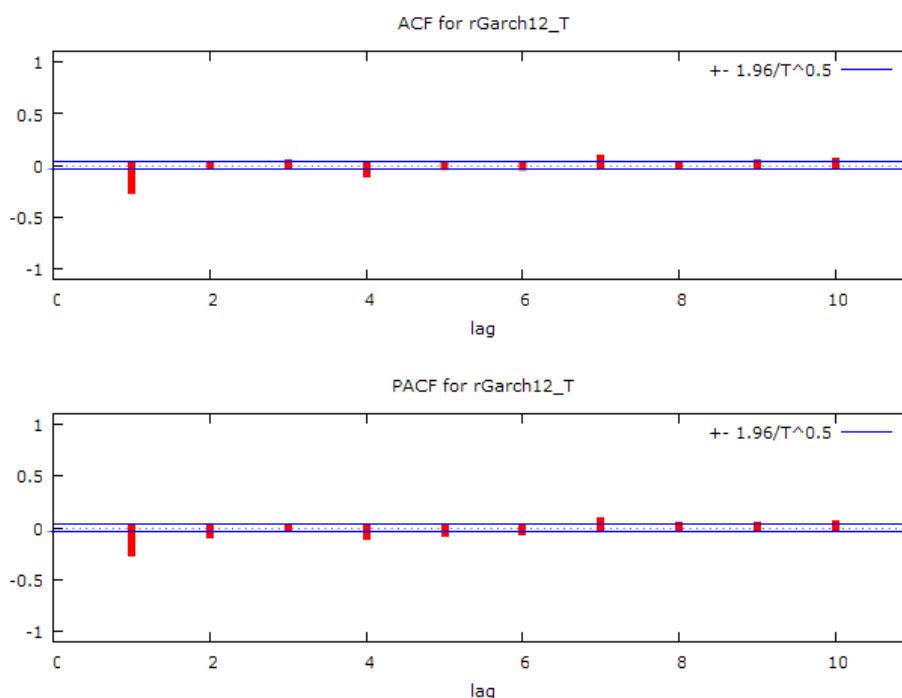
A5.14.4 Grafico andamento dei residui del modello Garch12-tStudent



A5.14.5 Grafico dist residui del modello Garch12-tStudent



A5.14.6 Grafico del correlogramma dei residui



A5.14.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Garch12-tStudent

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for rGarch12_T						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	-0.2339	***	-0.2339	***	150.3590	[0.000]
2	-0.0036		-0.0617	***	150.3946	[0.000]
3	0.0227		0.0079		151.8177	[0.000]
4	-0.0767	***	-0.0737	***	168.0057	[0.000]
5	-0.0097		-0.0475	**	168.2657	[0.000]
6	-0.0132		-0.0339	*	168.7427	[0.000]
7	0.0717	***	0.0649	***	182.9094	[0.000]
8	0.0012		0.0299		182.9131	[0.000]
9	0.0183		0.0279		183.8326	[0.000]
10	0.0334	*	0.0439	**	186.9076	[0.000]

A5.14.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui modello Garch12-tStudent

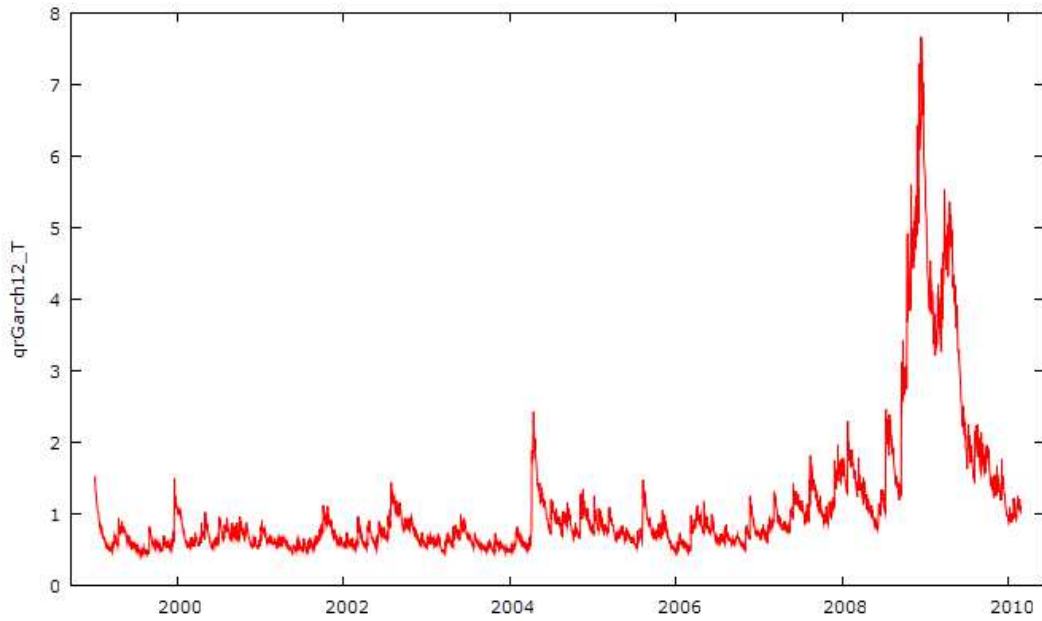
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rGarch12_T including one lag of (1-L)rGarch12_T sample size 2743 unit-root null hypothesis: a = 1 test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.30981 test statistic: tau_nc(1) = -43.7461 asymptotic p-value 0.01243
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.3104 test statistic: tau_c(1) = -43.7551 asymptotic p-value 7.799e-010

```

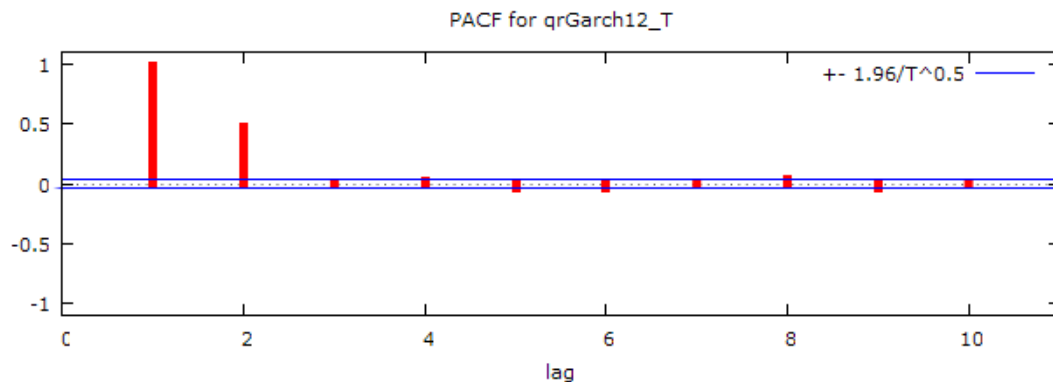
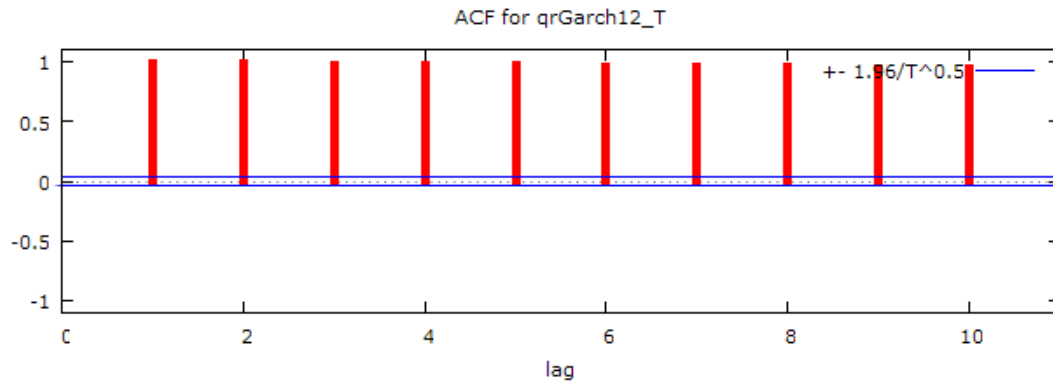
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.31062
test statistic: tau_ct(1) = -43.7531
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A5.14.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui Garch12-tStudent



A5.14.10 Grafico correlogramma quadrati dei residui Garch12-tStudent



A5.14.11 Funzione autocorrelazione quadrati residui Garch12-tStudent

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for qrGarch12_T						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.9863	***	0.9863	***	2673.3296	[0.000]
2	0.9858	***	0.4771	***	5344.7657	[0.000]
3	0.9789	***	-0.0031		7980.0890	[0.000]
4	0.9758	***	0.0288		10599.3952	[0.000]
5	0.9698	***	-0.0355	*	13187.7800	[0.000]
6	0.9649	***	-0.0420	**	15750.6871	[0.000]
7	0.9595	***	-0.0053		18286.3260	[0.000]
8	0.9552	***	0.0384	**	20800.2451	[0.000]
9	0.9493	***	-0.0349	*	23284.1224	[0.000]
10	0.9448	***	0.0038		25745.2014	[0.000]

A5.15 Codice Matlab utilizzato per modelli non gestiti tramite gretel

```

Codice Matlab
%% Stima modello Garch: Fit max verosim con la funzione garchfit

y = raNet;
constVec=ones(length(y),1);
x = [constVec rmNet SMB HML];
DtC = Tempo;

myDep = y;
myIndep= x;
for d = 1:2

    for tm = 1:3;
        for tp = 1:3;
            % Impostzione dei parametri *****
            if d ==1;
                TpDist = 'Gaussian'; %Dist residui Normale
            else
                TpDist = 'T'; %Dist residui t di student
            end;

            if tm ==1;
                TpModel = 'Garch'; % modello Garch (Armax-Garch)
            elseif tm ==2;
                TpModel = 'EGARCH'; % modello E-Garch (Armax-EGarch)
            else
                TpModel = 'GJR'; % modello GJR-Garch (Armax-GJR-Garch)
            end;

            if tp ==1; %Arch5
                P = 0; %Componente GARCH
                Q = 5; %Componente ARCH
            elseif tp ==2; % Garch11
                P = 1; %Componente GARCH
                Q = 1; %Componente ARCH
            else %Garch 12
                P = 2; %Componente GARCH
                Q = 1; %Componente ARCH
            end;
        end;
    end;
end;

```

```

C = NaN; %NaN;
R = 0; %Componente AR
M = 0; %Componente MA
%P = 0; %Componente GARCH
%Q = 5; %Componente ARCH

%*****
Spec = garchset('distribution',TpDist,'R',R,'M',M,...
    'variancemodel',TpModel,'P',P,'Q',Q, 'C', C );

% Stima modello
[Coeff,Errors,LLF,Innovations,Sigmas,Summary] = ...
    garchfit(Spec, myDep,myIndep);

garchdisp(Coeff,Errors) %Esposizione a video dei risultati

%Calcolo parmetri per valutazione bontà del modello
NumParams = garchcount(Coeff) ;
NumObs = size(Innovations,1);
[AIC,BIC] = aicbic(LLF,NumParams,NumObs);

%myCoeffRegress
if tm ==1;
    if tp ==1;
        Intz = 'A3';
    elseif tp ==2;
        Intz = 'D3';
    else
        Intz = 'G3';
    end;
elseif tm ==2;
    if tp ==1;
        Intz = 'J3';
    elseif tp ==2;
        Intz = 'M3';
    else
        Intz = 'P3';
    end;
elseif tm ==3;
    if tp ==1;
        Intz = 'S3';
    elseif tp ==2;
        Intz = 'V3';
    else
        Intz = 'Y3';
    end;
end;

% Scrivo l'output nel foglio excel
DtExc = zeros(size(DtC,1));
for i =1:size(DtC);
    DtExc = DtC -693960; %Date in formato excel
end;
MatDati = [DtExc Innovations Sigmas ];
[status, message] = xlswrite([pathout ...
    'OutMatlabResidui.xls' ] , ...
    MatDati,d, Intz);
end
end
end

```

Appendice 6: Analisi 1 sottocampione dei dati giornalieri (S1)

A6.1 Descrizione del campione

A6.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **4 Gennaio 1999**
 Data Ultima Rilevazione: **18 Giugno 2002**
 Numero Rilevazioni: **846**
 Cod Identificativo: **S1**

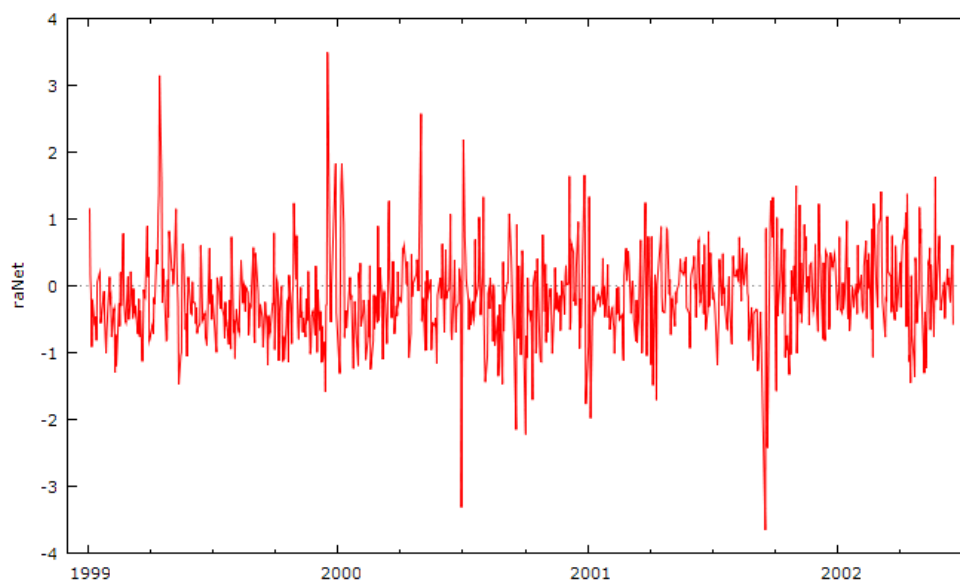
A6.1.2 Statistiche di Base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 99/01/04 - 02/06/18				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.16945	-0.20974	-3.6512	3.4947
rmNet	-0.23933	-0.27222	-6.2887	4.6024
SMB	0.053434	0.071281	-4.0957	3.0723
HML	0.030615	0.020322	-9.9866	5.4658
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	0.66537	3.9268	0.32815	3.3953
rmNet	1.2993	5.4288	-0.0035627	1.1577
SMB	0.85105	15.927	-0.23461	1.7252
HML	1.8700	61.083	-0.29419	1.1756

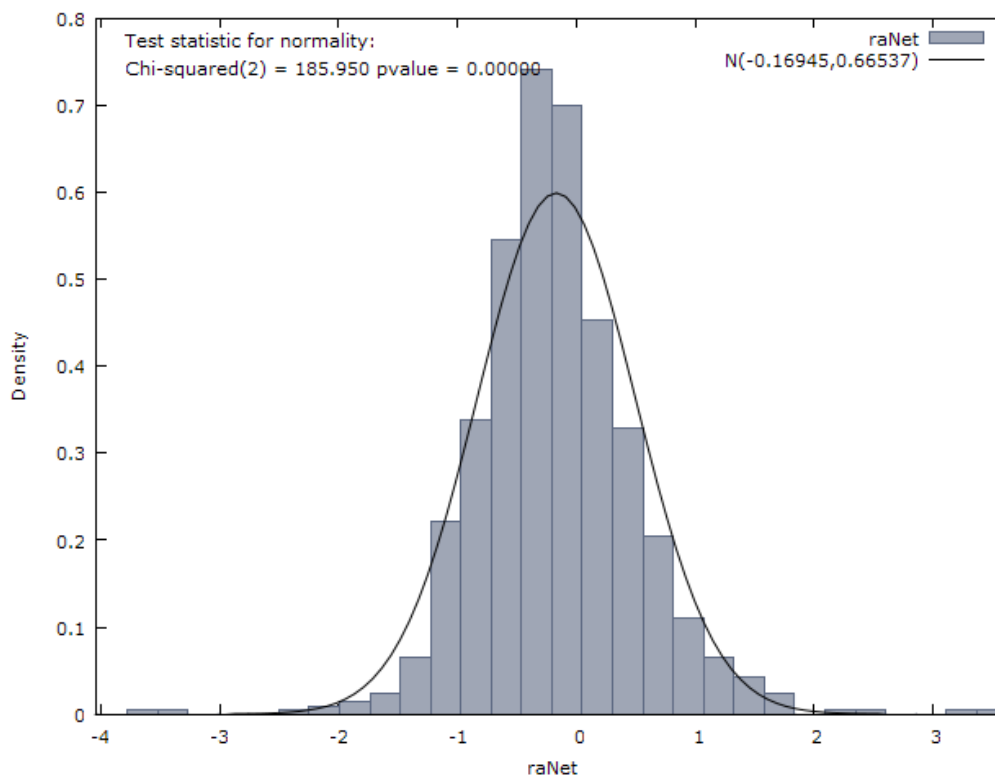
A6.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 99/01/04 - 02/06/18				
5% critical value (two-tailed) = 0.0674 for n = 846				
	raNet	rmNet	SMB	HML
raNet	1.0000	0.3887	0.1336	-0.1155
rmNet		1.0000	-0.2798	-0.6594
SMB			1.0000	-0.0023
HML				1.0000

A6.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



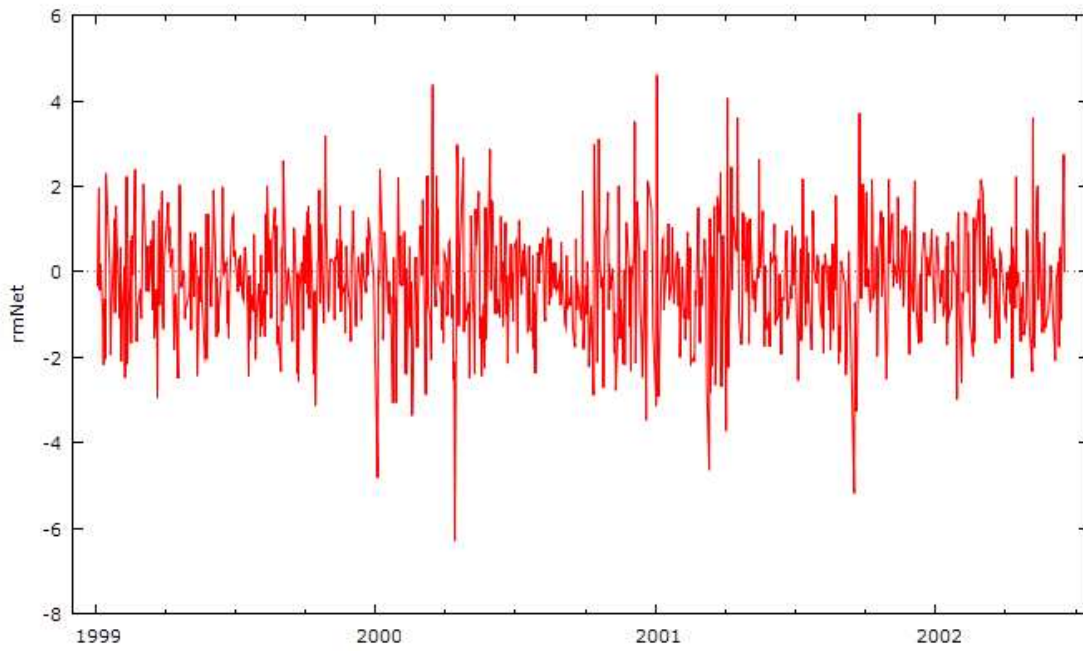
A6.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet con la normale



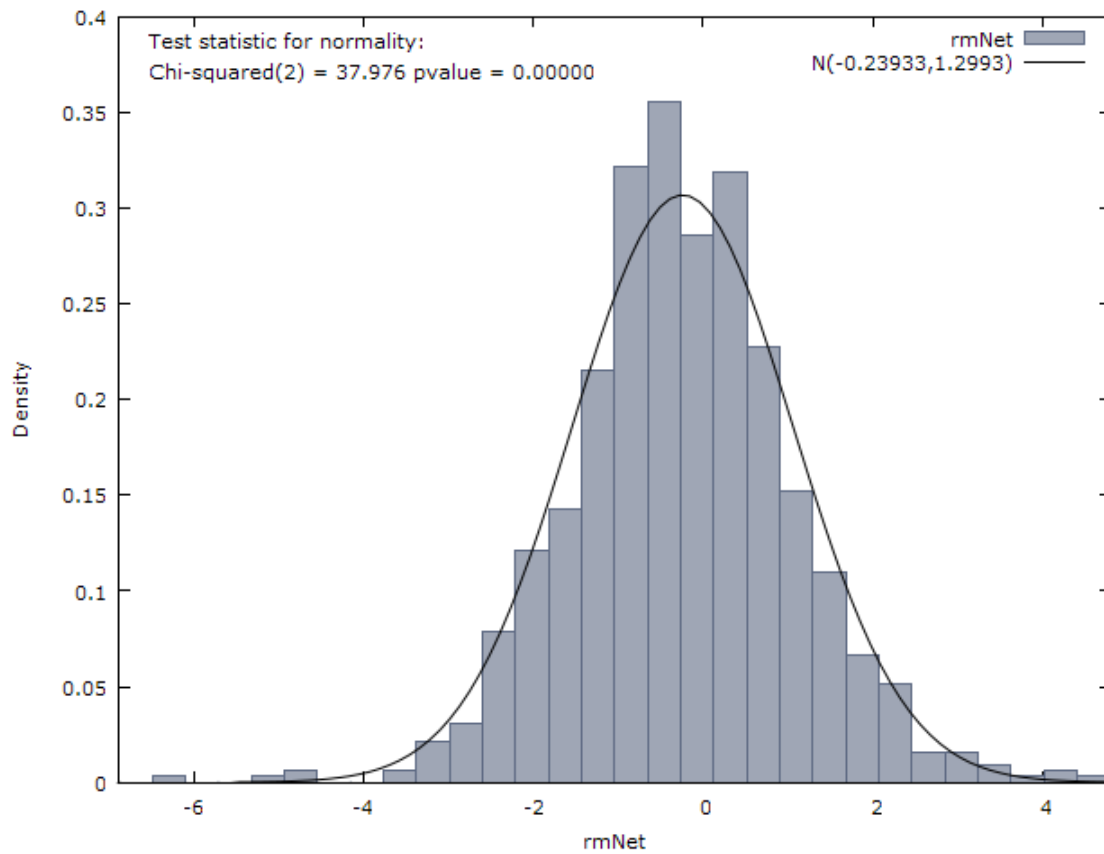
A6.1.6 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 844 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.005 estimated value of $(a - 1)$: -0.694396 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -16.6445$ asymptotic p-value 1.604e-035</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 estimated value of $(a - 1)$: -0.769964 test statistic: $\tau_c(1) = -17.8499$ asymptotic p-value 7.084e-043</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.000 estimated value of $(a - 1)$: -0.793763 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -18.2284$ asymptotic p-value 6.389e-058</p>

A6.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



A6.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet con la normale



A6.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente RmNet

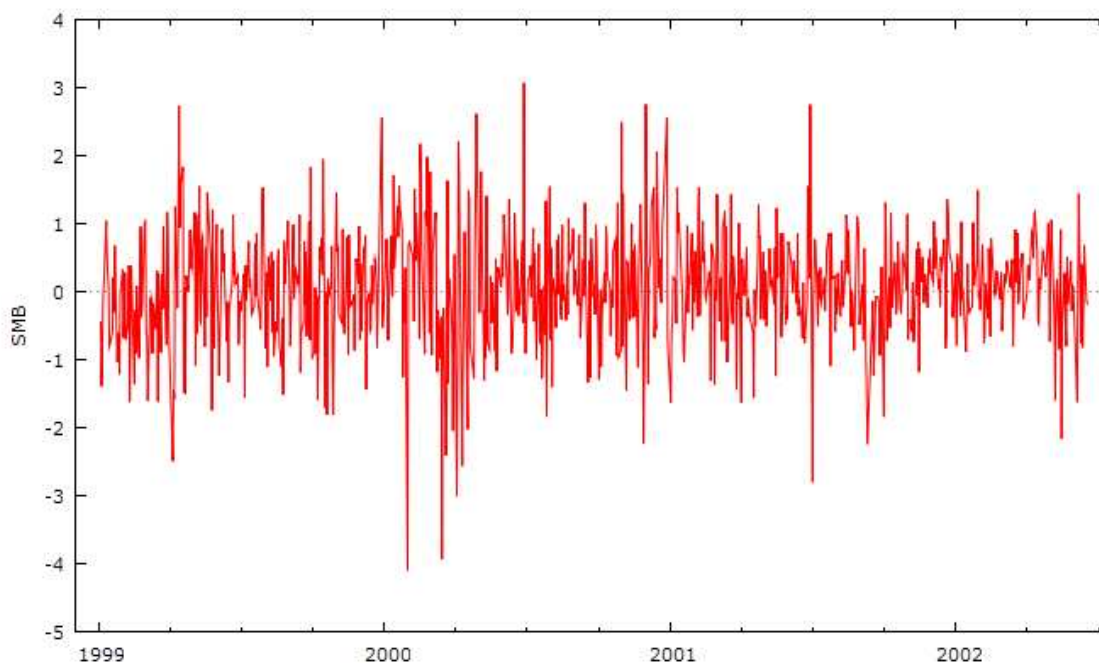
```
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rmNet
including one lag of (1-L)rmNet
sample size 844
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002
estimated value of (a - 1): -0.985318
test statistic: tau_nc(1) = -20.5668
asymptotic p-value 8.894e-041

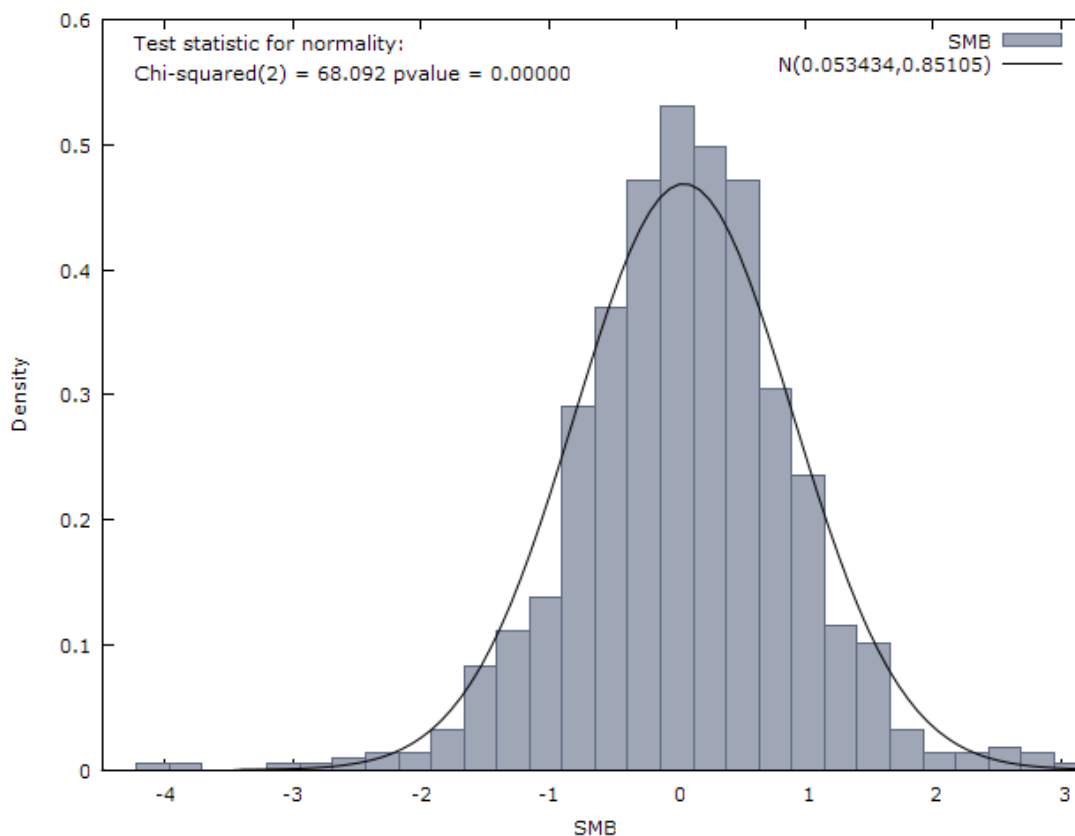
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004
estimated value of (a - 1): -1.05323
test statistic: tau_c(1) = -21.627
asymptotic p-value 6.831e-050

with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004
estimated value of (a - 1): -1.05323
test statistic: tau_ct(1) = -21.6143
asymptotic p-value 6.389e-058
```

A6.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



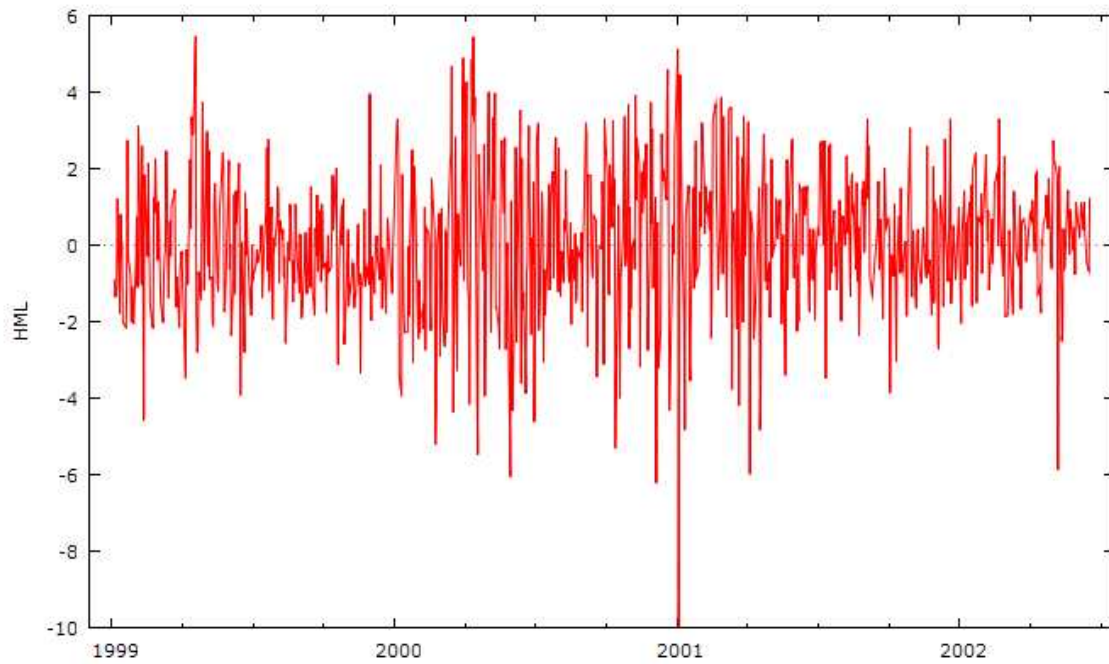
A6.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB con la normale



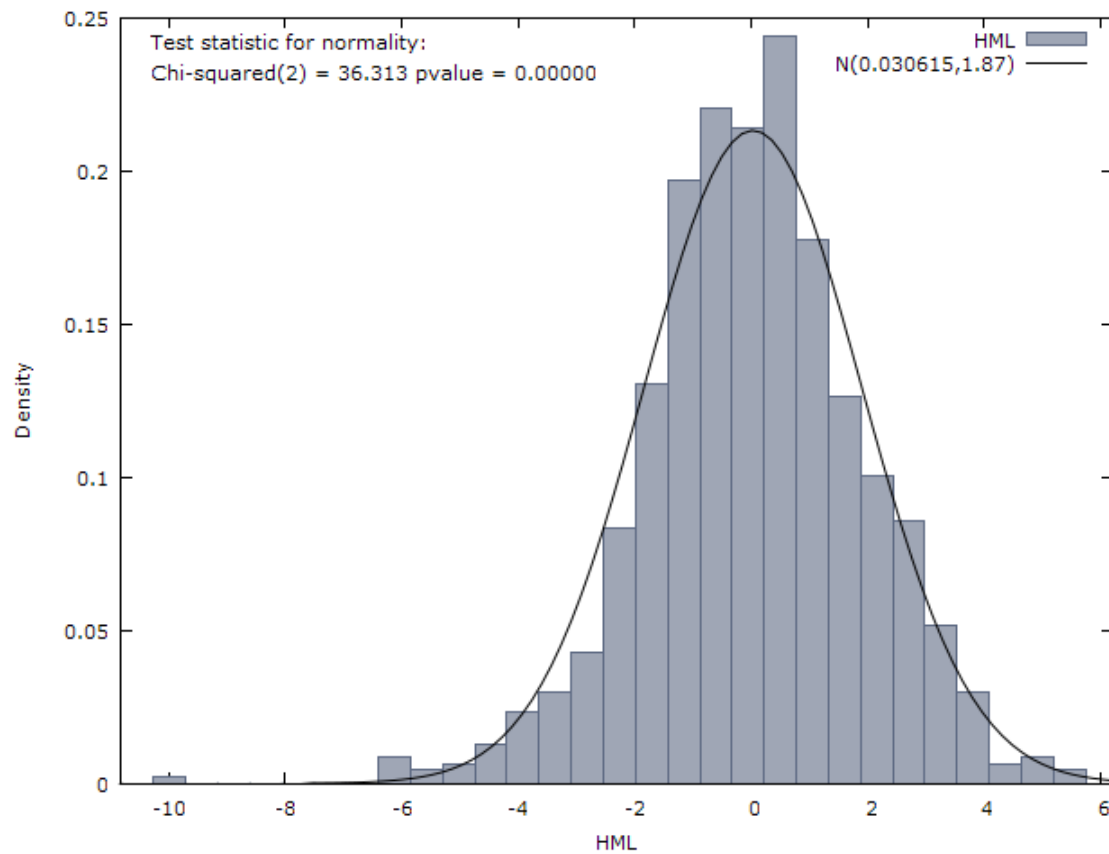
A6.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 844 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002 estimated value of (a - 1): -0.980902 test statistic: tau_nc(1) = -20.2423 asymptotic p-value 1.658e-040</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002 estimated value of (a - 1): -0.989038 test statistic: tau_c(1) = -20.3589 asymptotic p-value 5.157e-048</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002 estimated value of (a - 1): -0.996059 test statistic: tau_ct(1) = -20.4455 asymptotic p-value 6.389e-058</p>

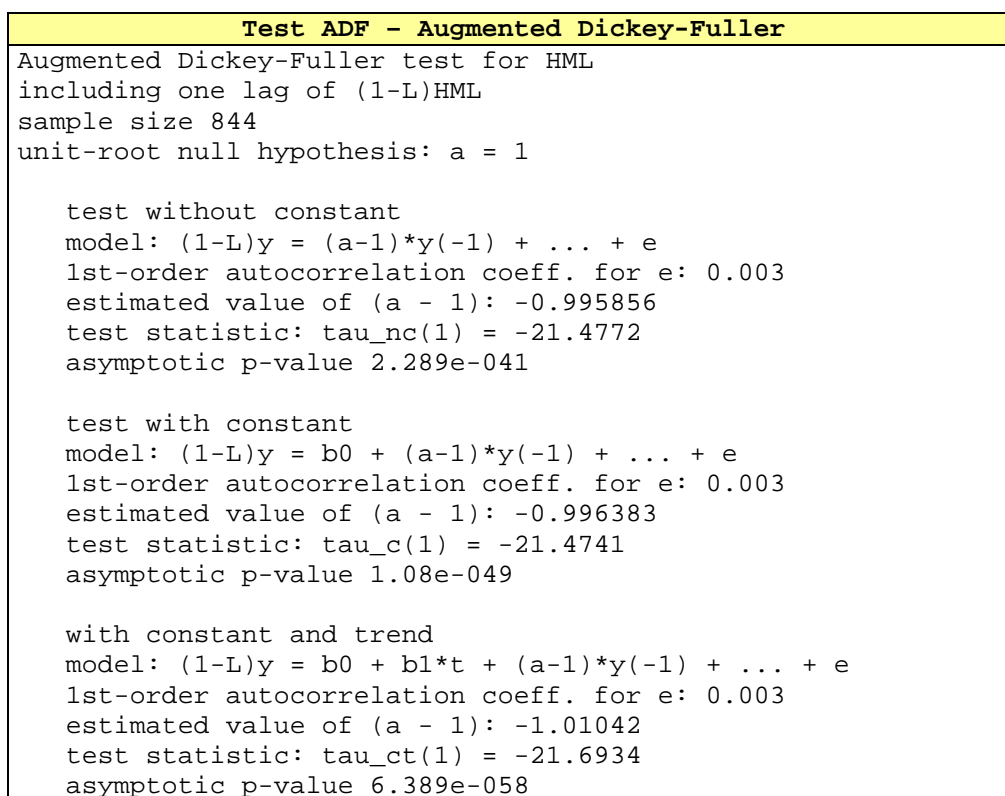
A6.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



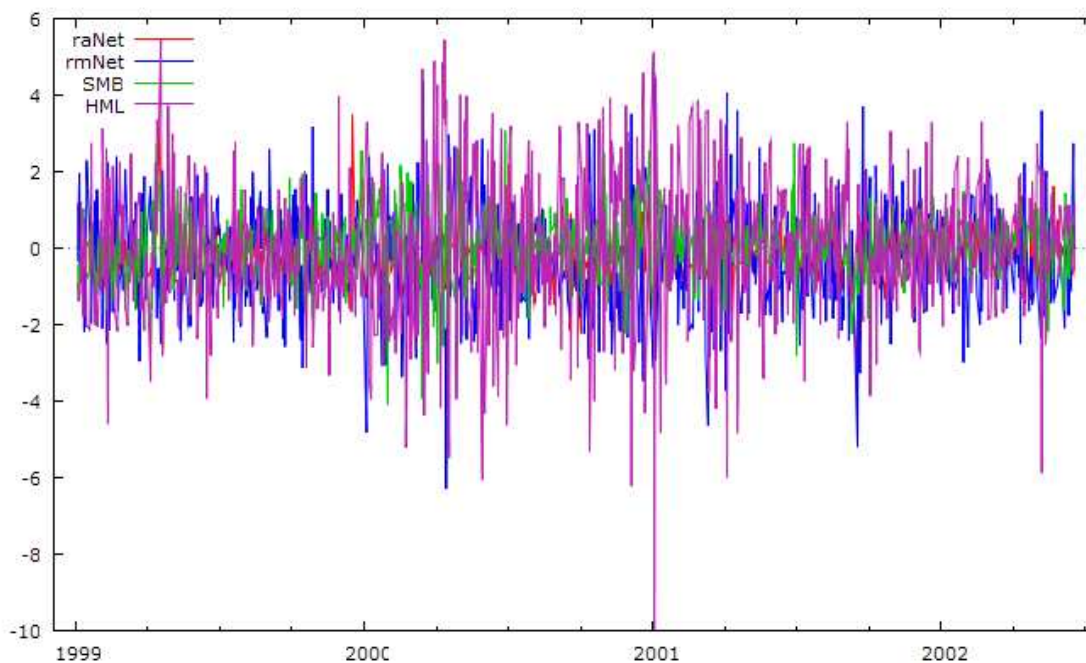
A6.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML con la normale



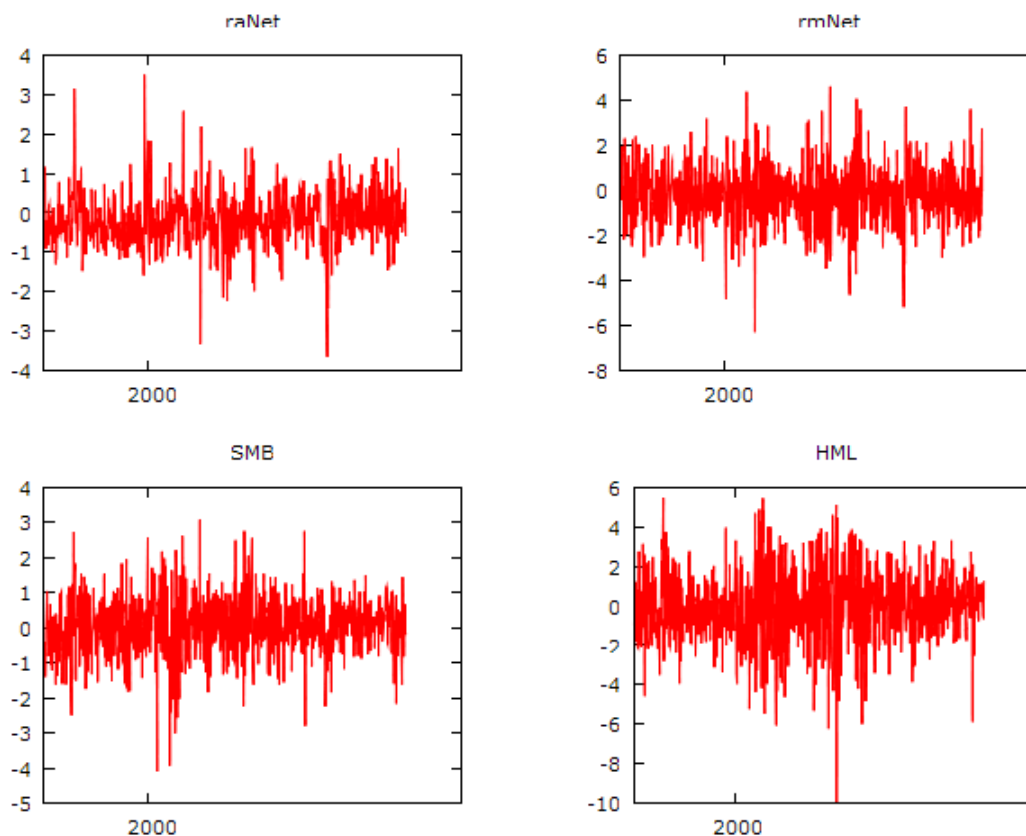
A6.1.15 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente HML



A6.1.16 Andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A6.1.17 Grafico Andamento dell'insieme delle variabili



A6.2 Individuazione della forma del modello

A6.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

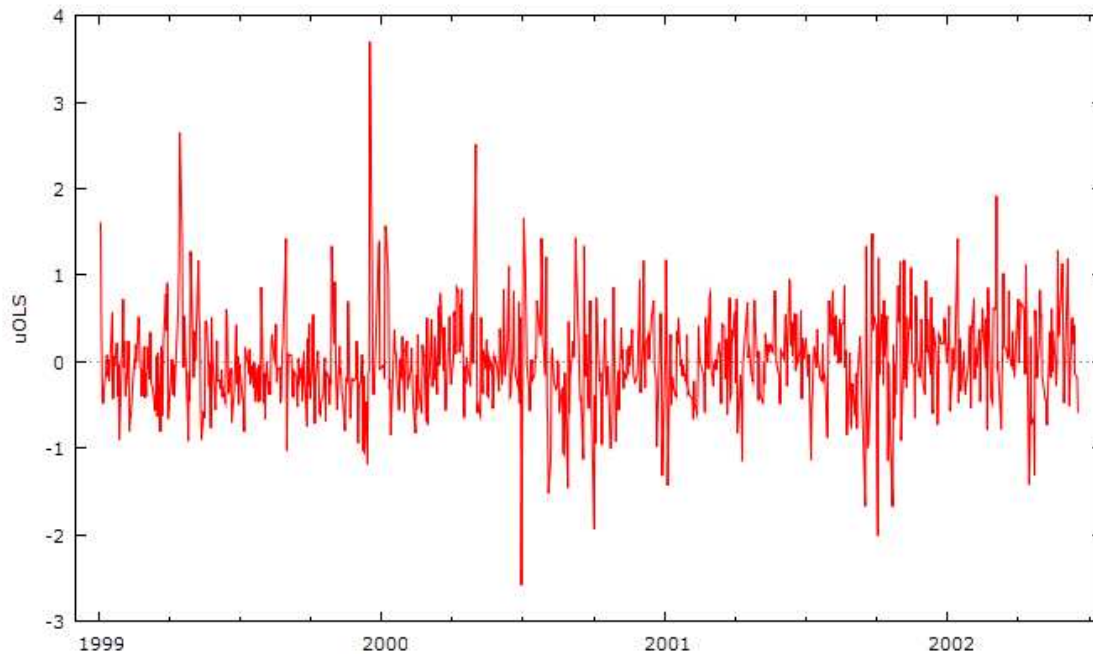
A6.2.2 Stima del modello OLS completo

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 846 observations 99/01/04-02/06/18				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0991404	0.0199210	-4.977	7.84e-07 ***
rmNet	0.368792	0.0214318	17.21	4.30e-057 ***
SMB	0.262645	0.0245990	10.68	4.80e-025 ***
HML	0.128145	0.0142956	8.964	1.99e-018 ***
Mean dependent var	-0.169446	S.D. dependent var	0.665373	
Sum squared resid	268.1592	S.E. of regression	0.564339	
R-squared	0.283187	Adjusted R-squared	0.280633	
F(3, 842)	110.8812	P-value(F)	1.65e-60	
Log-likelihood	-714.4210	Akaike criterion	1436.842	
Schwarz criterion	1455.804	Hannan-Quinn	1444.107	
rho	0.174154	Durbin-Watson	1.641284	

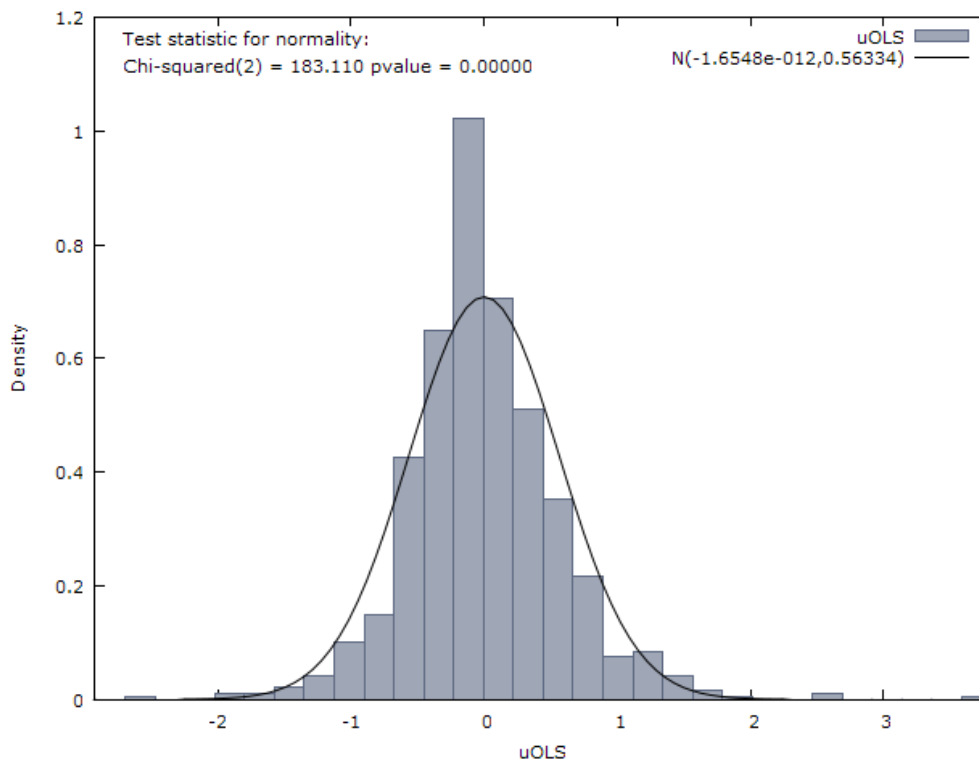
A6.2.3 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normalità Residui
Test for normality of uOLS: Doornik-Hansen test = 183.11, with p-value 1.73015e-040 Shapiro-Wilk W = 0.961134, with p-value 3.35009e-014 Lilliefors test = 0.0566516, with p-value ≈ 0 Jarque-Bera test = 561.351, with p-value 1.27121e-122

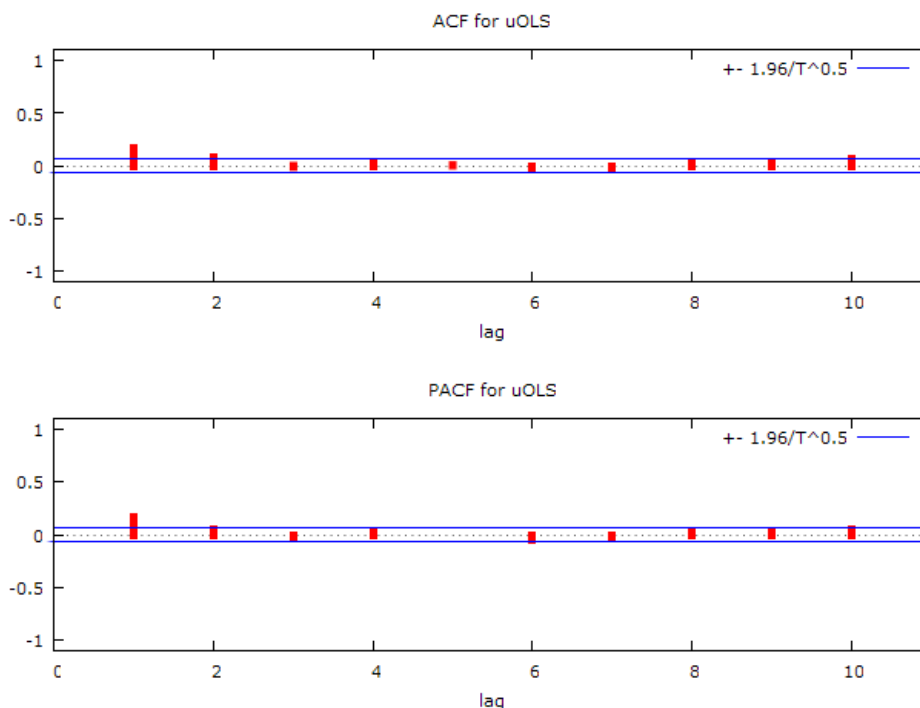
A6.2.4 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A6.2.5 Grafico distribuzione residui modello OLS rispetto normdist



A6.2.6 Grafico del correlogramma dei residui



A6.2.7 Funzione di autocorrelazione dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uOLS						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1739	***	0.1739	***	25.6845	[0.000]
2	0.0877	**	0.0592	*	32.2150	[0.000]
3	-0.0127		-0.0387		32.3530	[0.000]
4	0.0309		0.0352		33.1669	[0.000]
5	0.0072		0.0006		33.2112	[0.000]
6	-0.0355		-0.0440		34.2870	[0.000]
7	-0.0304		-0.0167		35.0768	[0.000]
8	0.0158		0.0302		35.2914	[0.000]
9	0.0318		0.0261		36.1586	[0.000]
10	0.0605	*	0.0502		39.2976	[0.000]

A6.2.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

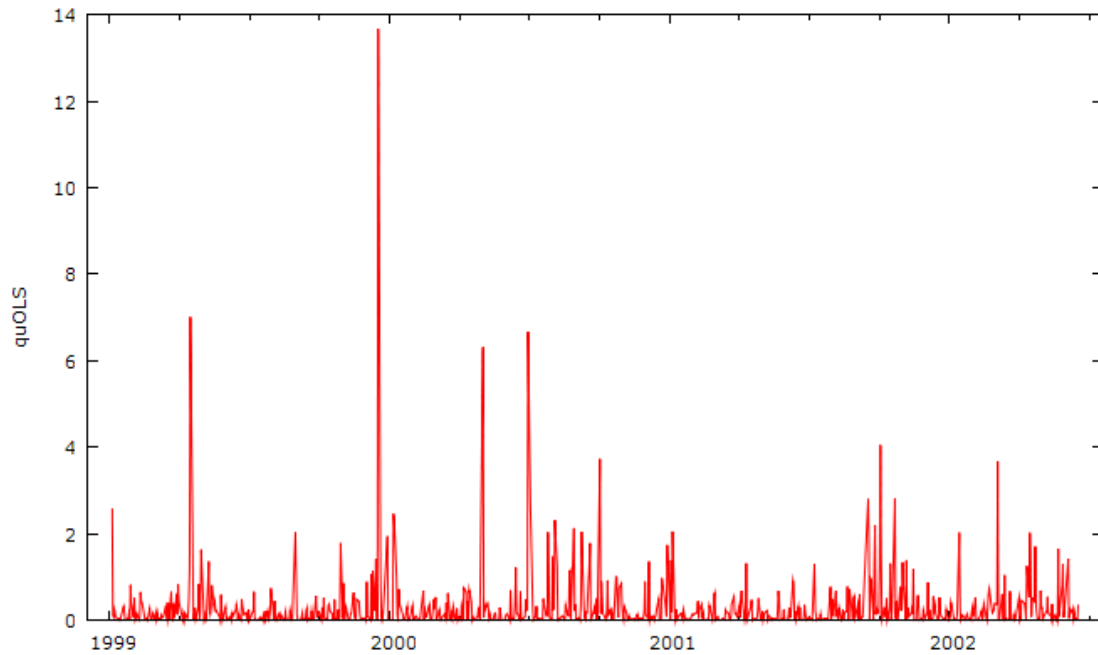
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uOLS
including one lag of (1-L)uOLS
sample size 844
unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
estimated value of (a - 1): -0.77739
test statistic: tau_nc(1) = -17.62
asymptotic p-value 3.26e-037
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
estimated value of (a - 1): -0.777391
test statistic: tau_c(1) = -17.6097
asymptotic p-value 2.7e-042

```

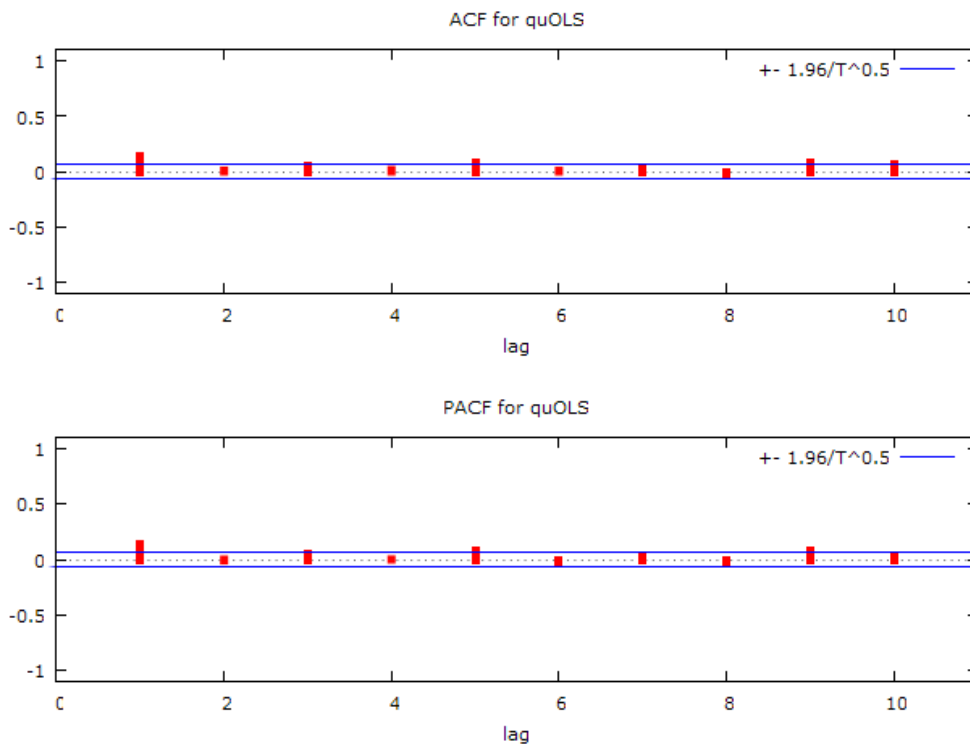
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003
estimated value of (a - 1): -0.790108
test statistic: tau_ct(1) = -17.8003
asymptotic p-value 1.137e-057

```

A6.2.9 Grafico dell'andamento quadrati residui modello OLS



A6.2.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui OLS



A6.2.11 Funzione autocorrelazione quadrati residui OLS

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quOLS						
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]	
1	0.1342	***	0.1342	***	15.2944	[0.000]
2	0.0088		-0.0094		15.3603	[0.000]
3	0.0494		0.0504		17.4397	[0.001]
4	0.0146		0.0012		17.6204	[0.001]
5	0.0825	**	0.0824	**	23.4266	[0.000]
6	0.0071		-0.0178		23.4694	[0.001]
7	0.0191		0.0218		23.7798	[0.001]
8	-0.0162		-0.0307		24.0051	[0.002]
9	0.0757	**	0.0851	**	28.9182	[0.001]
10	0.0621	*	0.0319		32.2263	[0.000]

A6.3.1 Stima modello Ar1

Stima modello Ar1					
Function evaluations: 42					
Evaluations of gradient: 9					
AR1:					
ARMAX estimates using the 846 observations 99/01/04-02/06/18					
Estimated using Kalman filter (exact ML)					
Dependent variable: raNet					
Standard errors based on Hessian					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.101735	0.0236704	-4.298	1.72e-05	***
phi_1	0.181333	0.0345043	5.255	1.48e-07	***
rmNet	0.351879	0.0212683	16.54	1.75e-061	***
SMB	0.247066	0.0242429	10.19	2.17e-024	***
HML	0.116547	0.0143293	8.133	4.17e-016	***
Mean dependent var	-0.169446	S.D. dependent var	0.665373		
Mean of innovations	-0.000339	S.D. of innovations	0.554040		
Log-likelihood	-700.8604	Akaike criterion	1413.721		
Schwarz criterion	1442.164	Hannan-Quinn	1424.618		
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency	
AR					
Root 1	5.5147	0.0000	5.5147	0.0000	

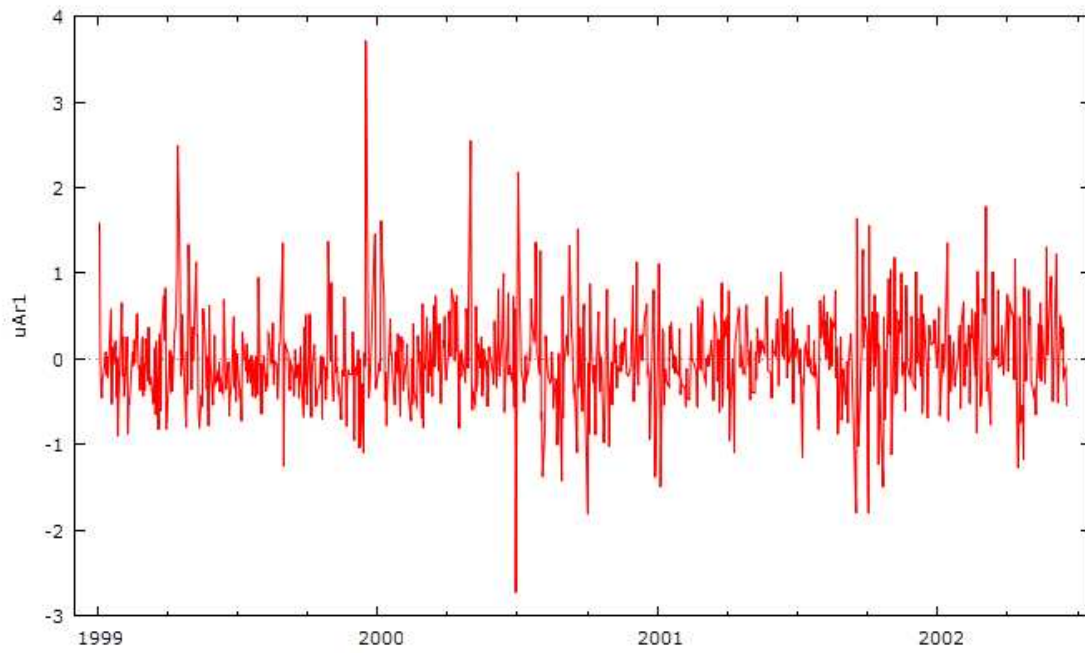
A6.3.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t + \sum_{i=1}^1 \phi y_{t-i}$$

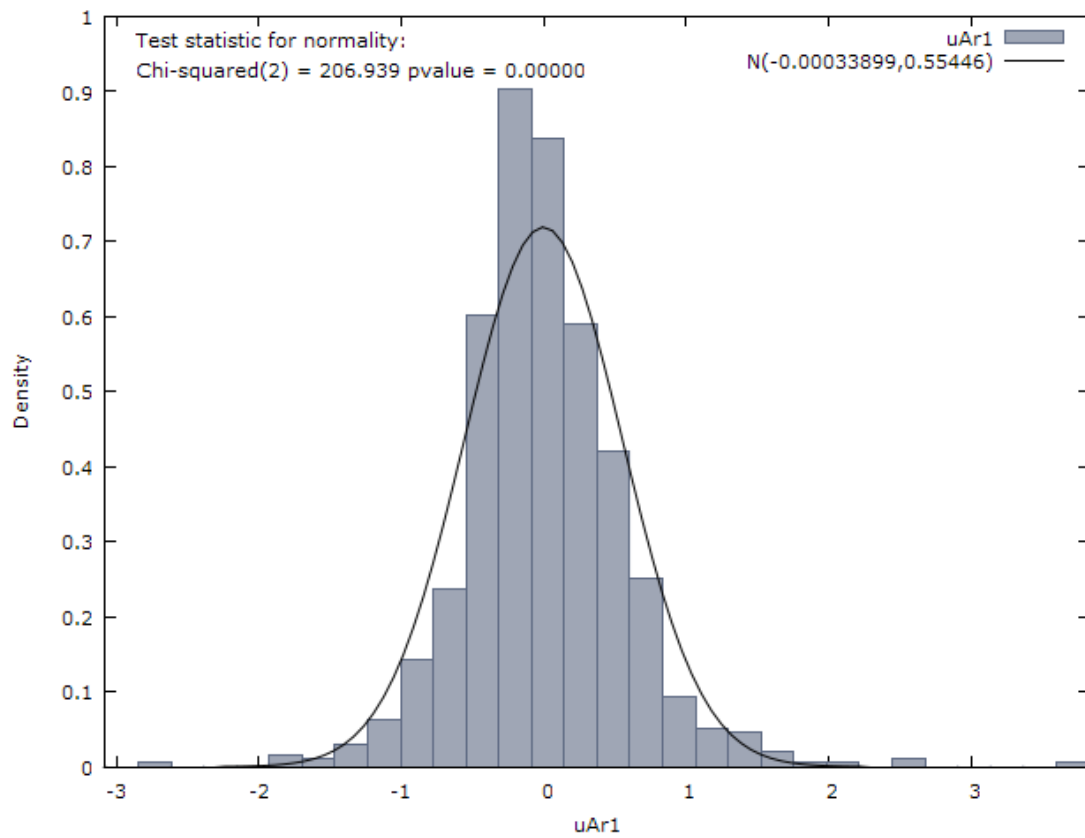
A6.3.3 Test normalità sui residui del modello Ar1

Test Normalità Residui
Test for normality of uAr1:
Doornik-Hansen test = 206.939, with p-value 1.15807e-045
Shapiro-Wilk W = 0.957283, with p-value 5.55082e-015
Lilliefors test = 0.0571212, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 686.995, with p-value 6.62165e-150

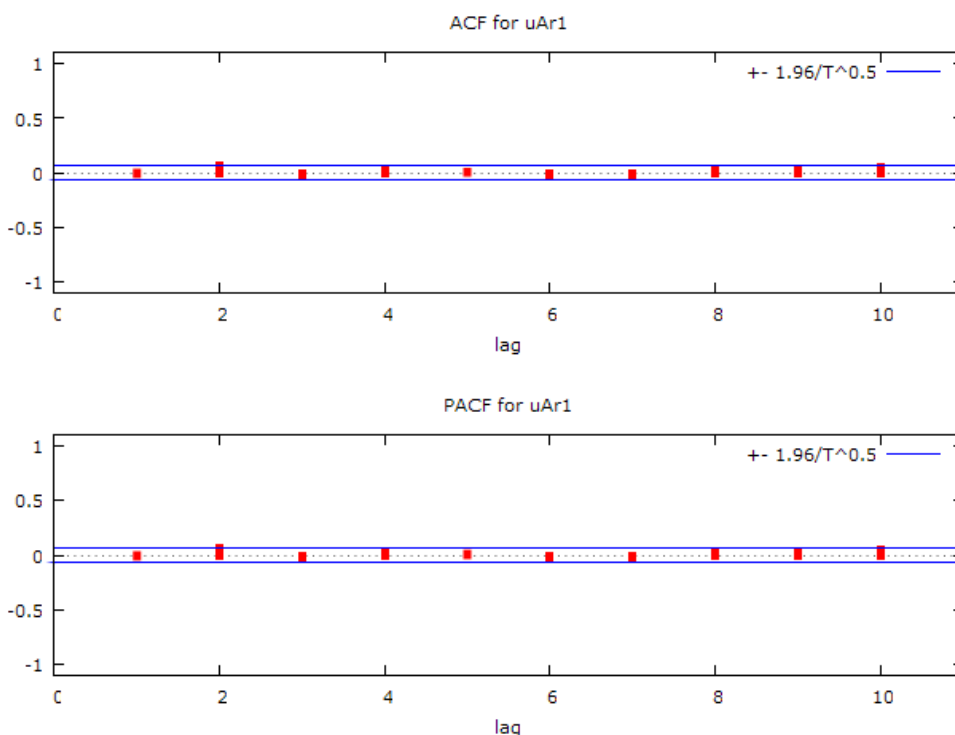
A6.3.4 Grafico andamento dei residui del modello Ar1



A6.3.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Ar1



A6.3.6 Grafico del correlogramma dei residui



A6.3.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Ar1

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uAr1					
LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.0128		-0.0128	0.1385	[0.710]
2	0.0667 *		0.0665 *	3.9160	[0.141]
3	-0.0323		-0.0308	4.8062	[0.187]
4	0.0369		0.0319	5.9653	[0.202]
5	0.0084		0.0133	6.0252	[0.304]
6	-0.0338		-0.0394	7.0031	[0.321]
7	-0.0282		-0.0284	7.6850	[0.361]
8	0.0159		0.0198	7.9015	[0.443]
9	0.0203		0.0214	8.2543	[0.509]
10	0.0557		0.0549	10.9151	[0.364]

A6.3.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Ar1

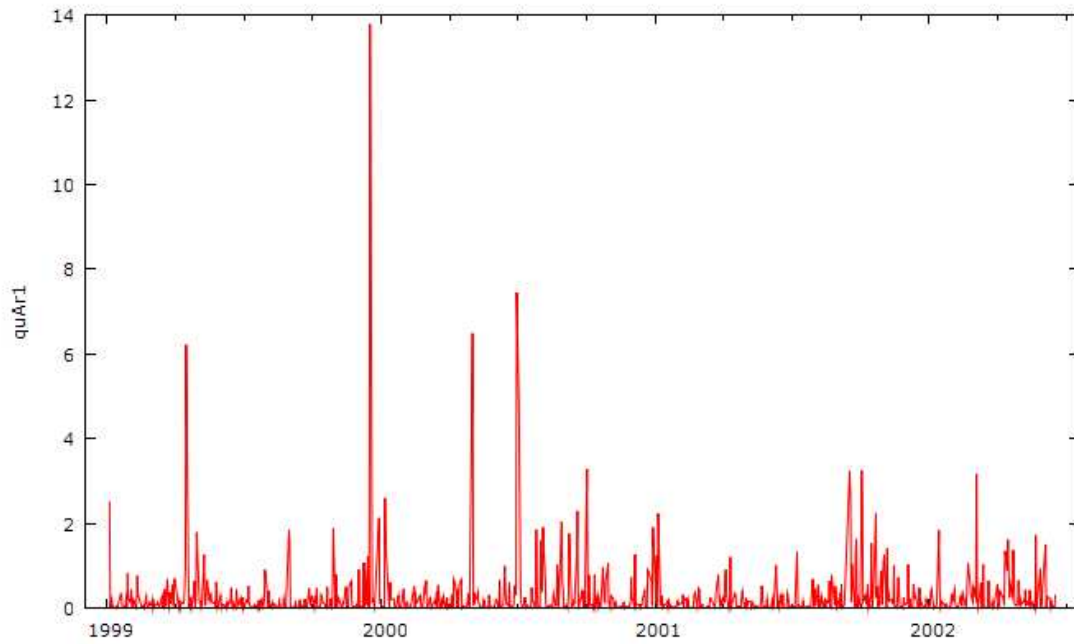
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uAr1 including one lag of (1-L)uAr1 sample size 844 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of $(a - 1)$: -0.94585 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -19.3603$ asymptotic p-value 1.293e-039</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of $(a - 1)$: -0.945858 test statistic: $\tau_c(1) = -19.3491$ asymptotic p-value 3.671e-046</p>

```

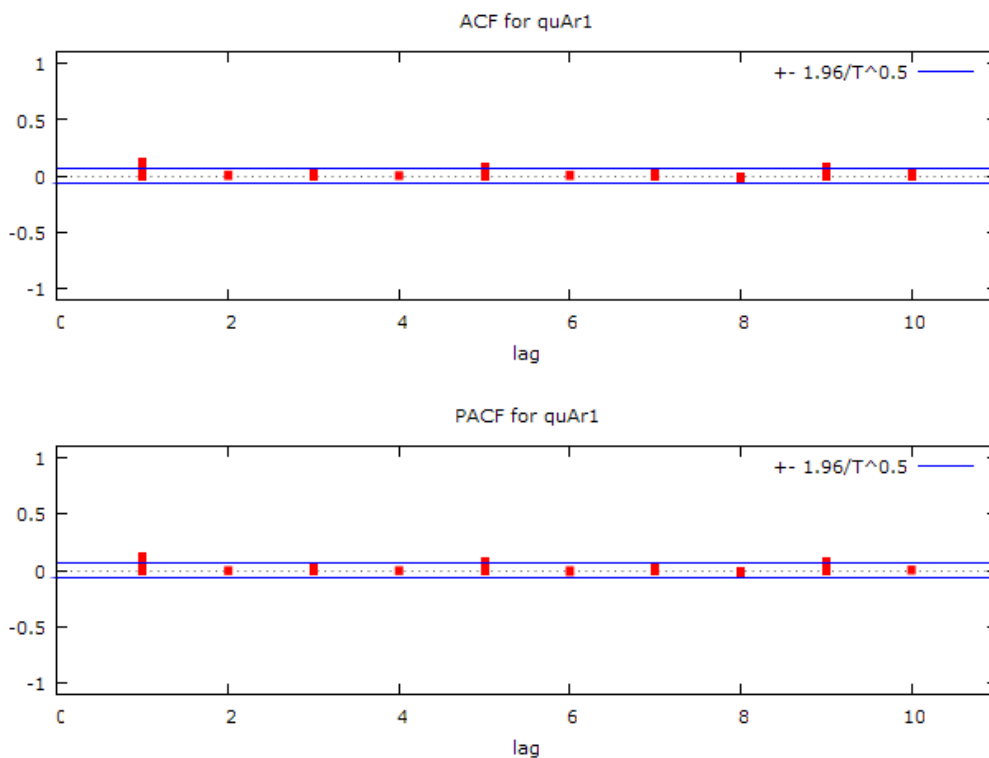
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003
estimated value of (a - 1): -0.959951
test statistic: tau_ct(1) = -19.5491
Asymptotic p-value 6.389e-058

```

A6.3.9 Grafico dell'andamento quadrati residui del modello Ar1



A6.3.10 Grafico correlogramma dei quadrati dei residui modello Ar1



A6.3.11 Funzione autocorrelazione quadrati residui modello Ar1

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quAr1						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1222	***	0.1222	***	12.6776	[0.000]
2	0.0093		-0.0057		12.7519	[0.002]
3	0.0403		0.0404		14.1329	[0.003]
4	0.0046		-0.0053		14.1510	[0.007]
5	0.0841	**	0.0856	**	20.1822	[0.001]
6	0.0089		-0.0138		20.2492	[0.003]
7	0.0166		0.0185		20.4860	[0.005]
8	-0.0167		-0.0285		20.7236	[0.008]
9	0.0751	**	0.0842	**	25.5590	[0.002]
10	0.0347		0.0060		26.5925	[0.003]

A6.4.1 Stima modello Arch1

Stima modello Arch1					
Arch1:					
WLS (ARCH) estimates using the 845 observations 99/01/05-02/06/18					
Dependent variable: raNet					
Variable used as weight: 1/sigma					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.106762	0.0194210	-5.497	5.12e-08	***
rmNet	0.368711	0.0210164	17.54	5.88e-059	***
SMB	0.261267	0.0241620	10.81	1.32e-025	***
HML	0.123505	0.0140373	8.798	7.78e-018	***
alpha(0)	0.271768	0.0281400	9.658	5.35e-021	***
alpha(1)	0.134218	0.0339517	3.953	8.36e-05	***
Statistics based on the weighted data:					
Sum squared resid	840.4511	S.E. of regression	0.999674		
R-squared	0.292590	Adjusted R-squared	0.290067		
F(3, 841)	115.9481	P-value(F)	7.69e-63		
Log-likelihood	-1196.722	Akaike criterion	2401.445		
Schwarz criterion	2420.402	Hannan-Quinn	2408.709		
rho	0.174930	Durbin-Watson	1.648836		
Statistics based on the original data:					
Mean dependent var	-0.171007	S.D. dependent var	0.664215		
Sum squared resid	265.6968	S.E. of regression	0.562076		

A6.4.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

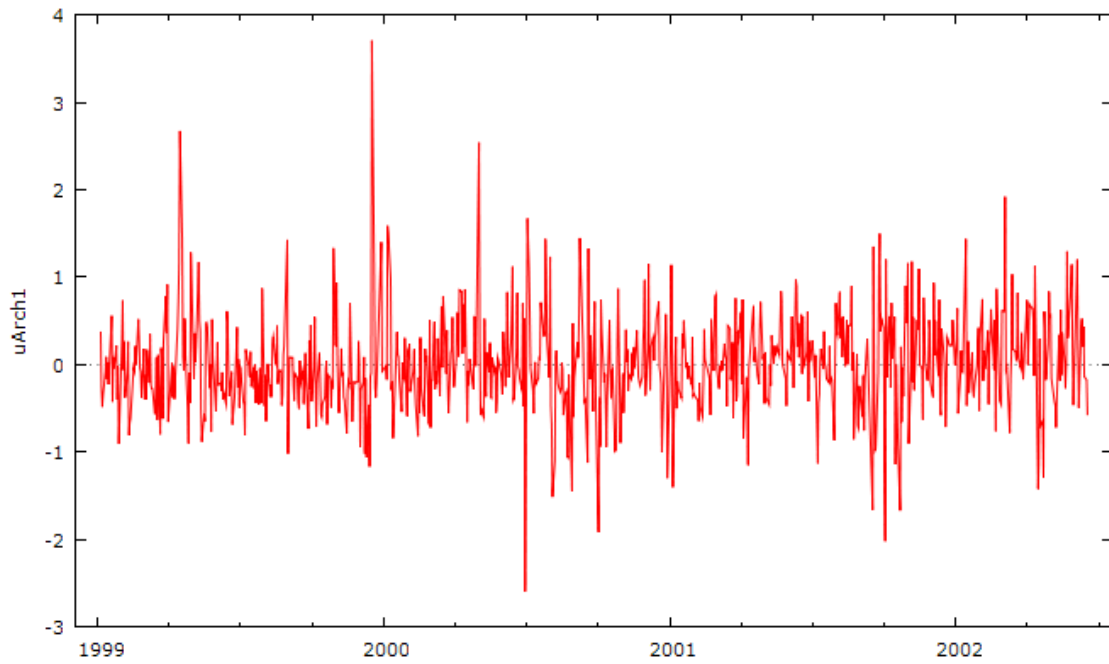
$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

$$e_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

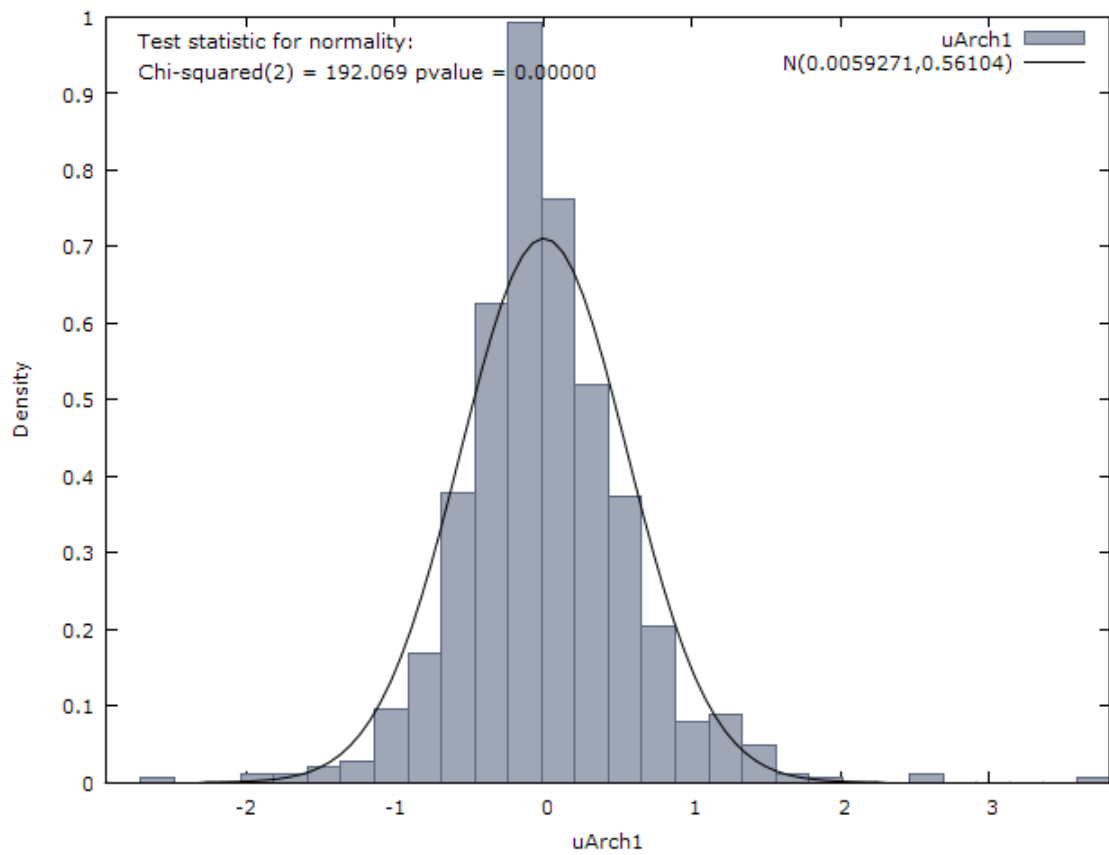
A6.4.3 Test normalità sui residui del modello Arch1

Test Normalità Residui
Test for normality of uArch1:
Doornik-Hansen test = 192.069, with p-value 1.96185e-042
Shapiro-Wilk W = 0.960857, with p-value 3.00102e-014
Lilliefors test = 0.0560368, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 584.707, with p-value 1.07771e-127

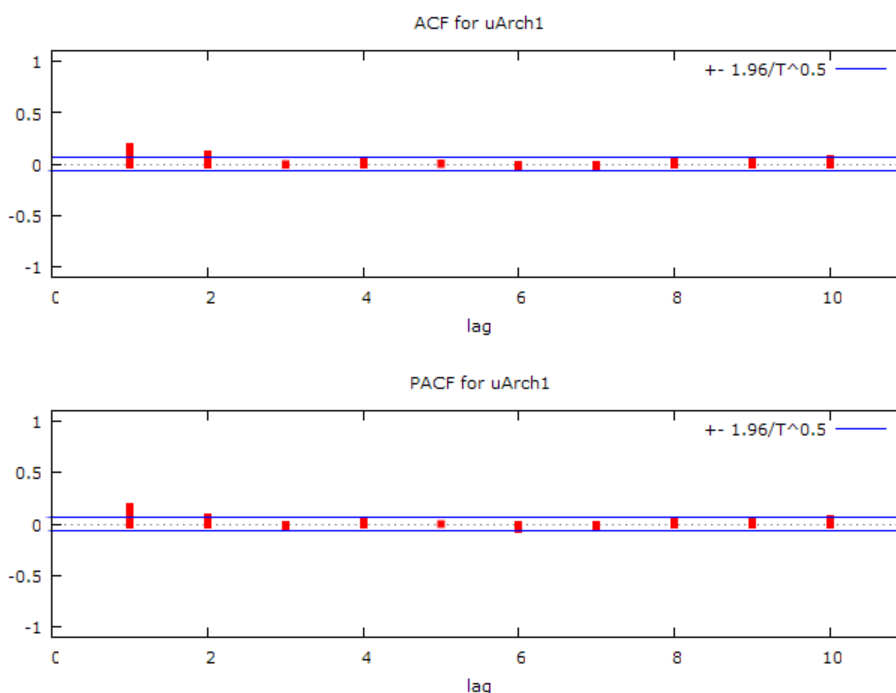
A6.4.4 Grafico andamento dei residui del modello Arch1



A6.4.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Arch1



A6.4.6 Grafico del correlogramma dei residui



A6.4.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Arch1

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uArch1						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1746	***	0.1746	***	25.8571	[0.000]
2	0.0933	***	0.0648	*	33.2553	[0.000]
3	-0.0090		-0.0368		33.3242	[0.000]
4	0.0339		0.0365		34.3011	[0.000]
5	0.0070		-0.0004		34.3432	[0.000]
6	-0.0359		-0.0447		35.4402	[0.000]
7	-0.0293		-0.0153		36.1717	[0.000]
8	0.0155		0.0297		36.3765	[0.000]
9	0.0341		0.0289		37.3745	[0.000]
10	0.0580	*	0.0470		40.2569	[0.000]

A6.4.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Arch1

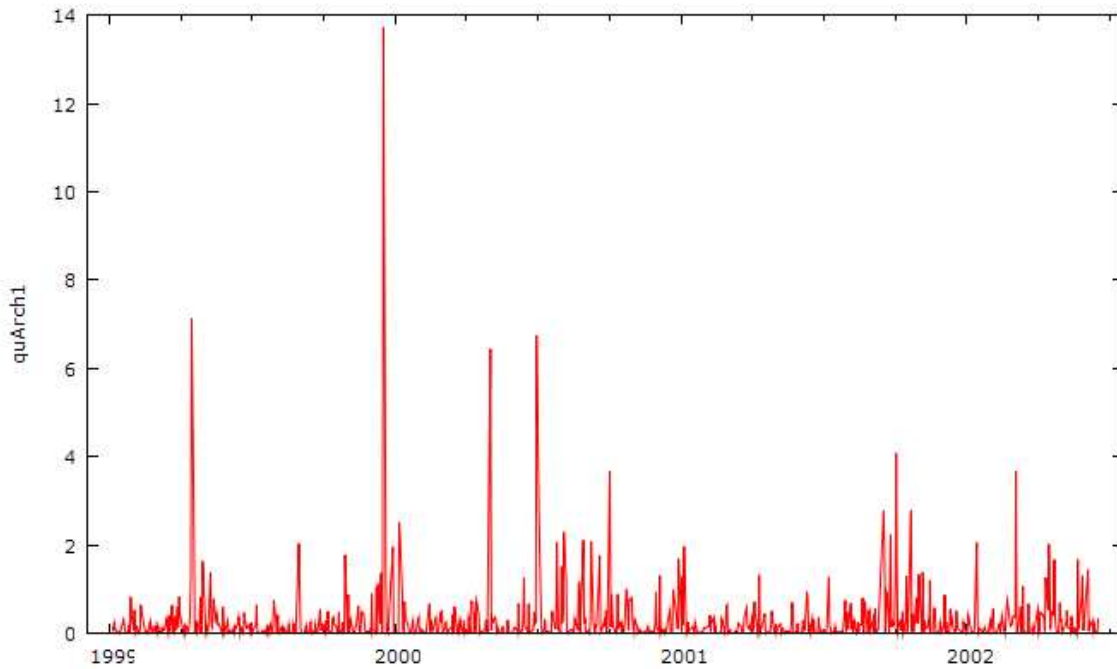
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uArch1 including one lag of (1-L)uArch1 sample size 843 unit-root null hypothesis: a = 1 test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of (a - 1): -0.770995 test statistic: tau_nc(1) = -17.4347 asymptotic p-value 6.552e-037
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of (a - 1): -0.771149 test statistic: tau_c(1) = -17.4264 asymptotic p-value 7.662e-042

```

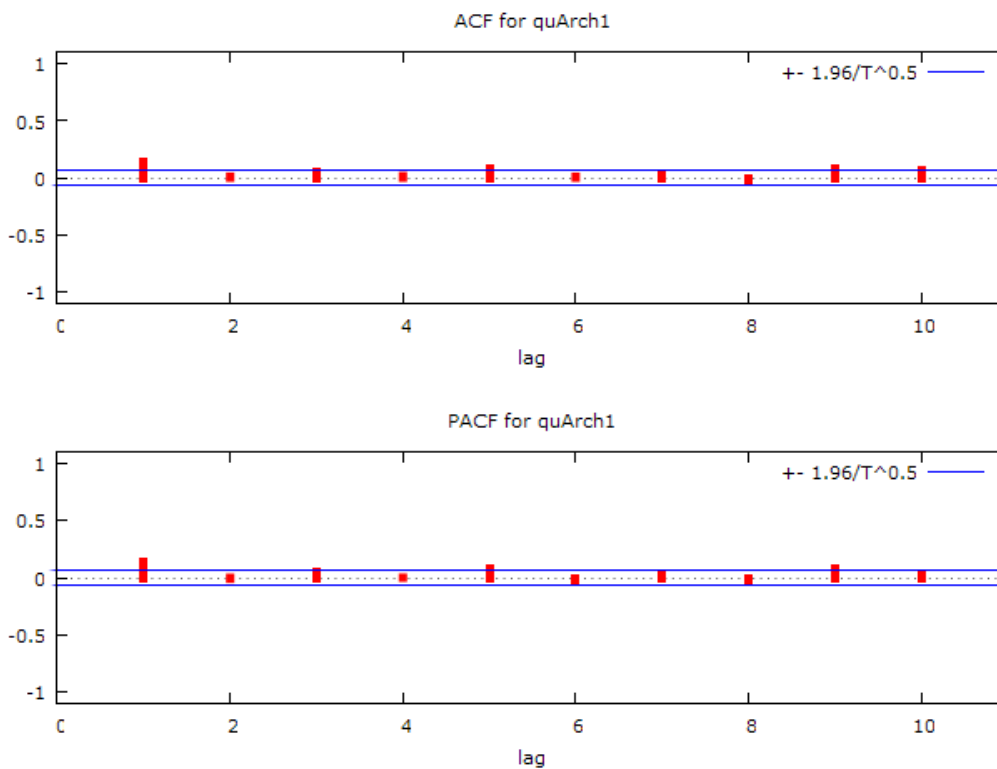
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
estimated value of (a - 1): -0.784476
test statistic: tau_ct(1) = -17.6134
asymptotic p-value 1.122e-056

```

A6.4.9 Grafico dell'andamento quadrati residui del modello Arch1



A6.4.10 Grafico correlogramma quadrati residui del modello Arch1



A6.4.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Arch1

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quArch1						
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]	
1	0.1397	***	0.1397	***	16.5495	[0.000]
2	0.0099		-0.0098		16.6332	[0.000]
3	0.0496		0.0505		18.7213	[0.000]
4	0.0150		0.0011		18.9122	[0.001]
5	0.0849	**	0.0848	**	25.0497	[0.000]
6	0.0088		-0.0177		25.1160	[0.000]
7	0.0195		0.0221		25.4403	[0.001]
8	-0.0153		-0.0303		25.6397	[0.001]
9	0.0788	**	0.0885	**	30.9602	[0.000]
10	0.0619	*	0.0294		34.2394	[0.000]

A6.5.1 Stima modello Garch11

Stima modello Garch11					
Function evaluations: 56					
Evaluations of gradient: 15					
Garch11:					
GARCH estimates using the 846 observations 99/01/04-02/06/18					
Dependent variable: raNet					
Standard errors based on Hessian					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.114340	0.0194412	-5.881	4.07e-09	***
rmNet	0.351757	0.0199202	17.66	8.78e-070	***
SMB	0.249164	0.0233698	10.66	1.54e-026	***
HML	0.110730	0.0135041	8.200	2.41e-016	***
alpha(0)	0.0409444	0.0135980	3.011	0.0026	***
alpha(1)	0.142043	0.0390891	3.634	0.0003	***
beta(1)	0.737015	0.0641541	11.49	1.51e-030	***
Mean dependent var	-0.169446	S.D. dependent var	0.665373		
Log-likelihood	-689.6766	Akaike criterion	1395.353		
Schwarz criterion	1433.277	Hannan-Quinn	1409.883		
Unconditional error variance = 0.338546					
Likelihood ratio test for (G)ARCH terms:					
Chi-square(2) = 49.4887 [1.79337e-011]					

A6.5.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

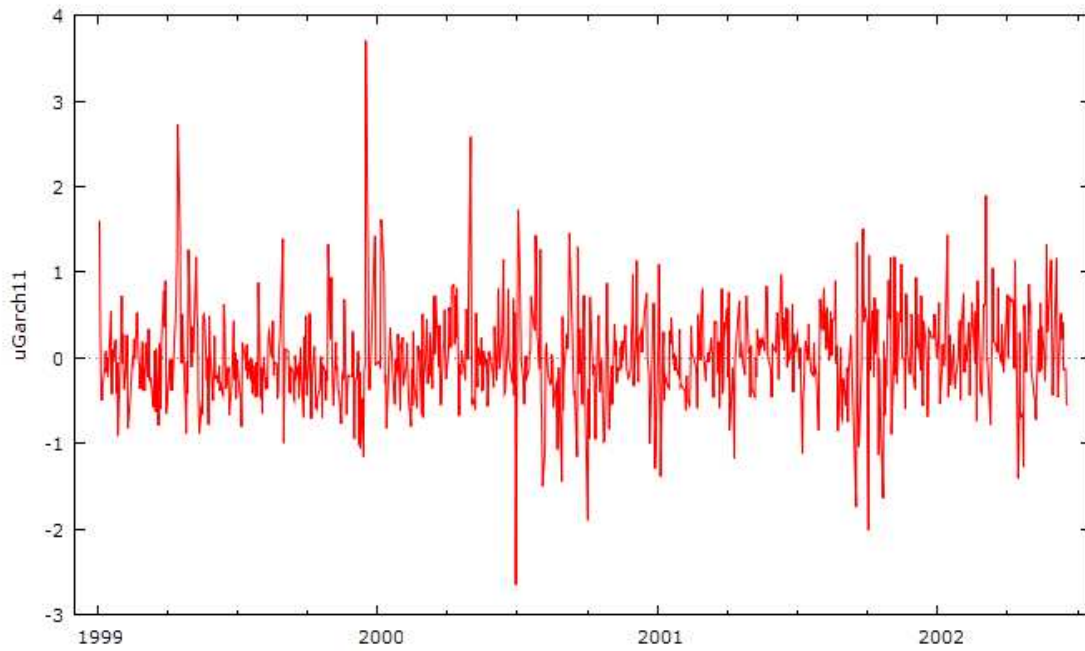
$$e_t = \sigma_t * z_t; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^1 (\beta_i * \sigma_{t-i}^2)$$

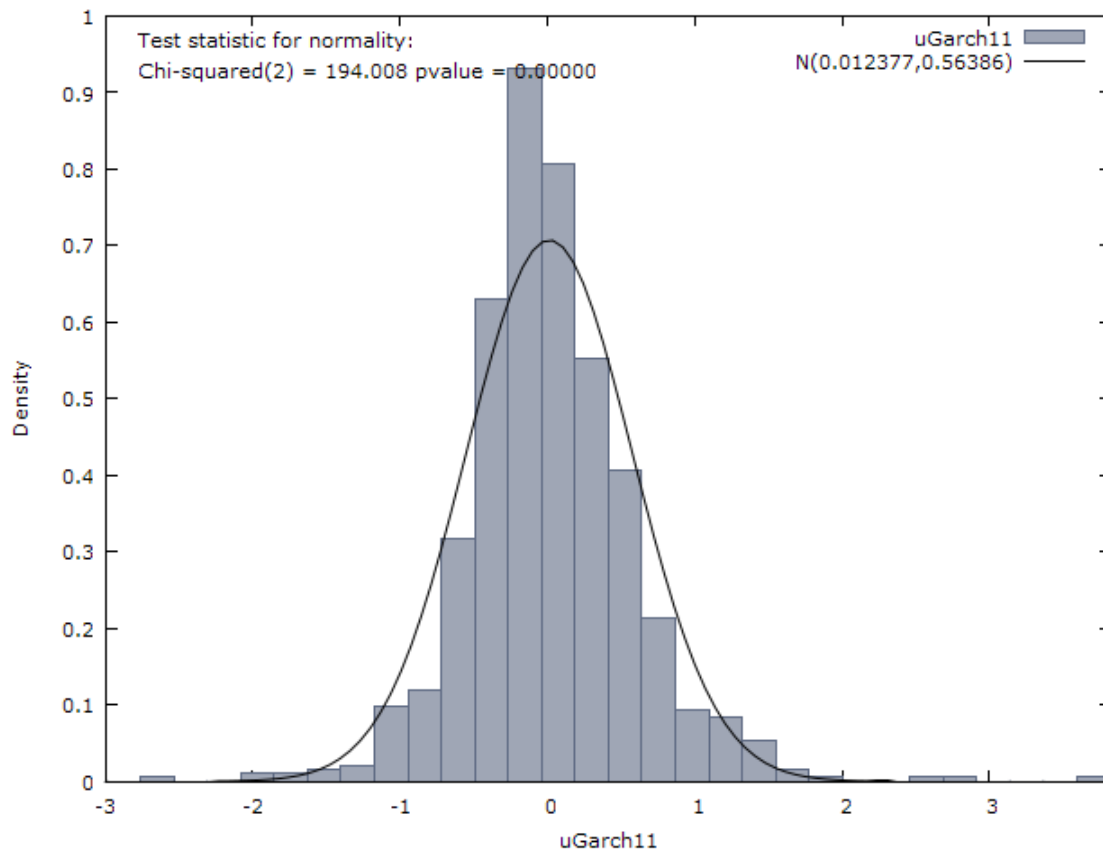
A6.5.3 Test normalità sui residui del modello Garch11

Test Normalità Residui
Test for normality of uGarch11:
Doornik-Hansen test = 194.008, with p-value 7.44364e-043
Shapiro-Wilk W = 0.959457, with p-value 1.5094e-014
Lilliefors test = 0.0573643, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 601.672, with p-value 2.23141e-131

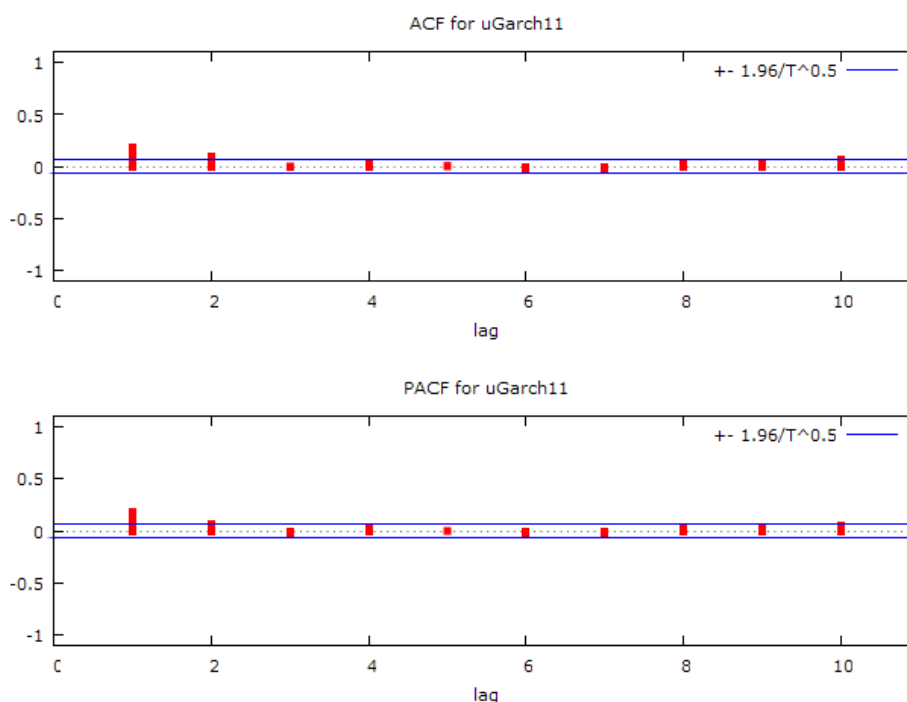
A6.5.4 Grafico andamento dei residui del modello Garch11



A6.5.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Garch11



A6.5.6 Grafico del correlogramma dei residui



A6.5.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uGarch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1807	***	0.1807	***	27.7268	[0.000]
2	0.0965	***	0.0659	*	35.6346	[0.000]
3	-0.0069		-0.0365		35.6756	[0.000]
4	0.0352		0.0374		36.7307	[0.000]
5	0.0068		-0.0015		36.7697	[0.000]
6	-0.0347		-0.0437		37.8001	[0.000]
7	-0.0294		-0.0153		38.5372	[0.000]
8	0.0153		0.0297		38.7375	[0.000]
9	0.0337		0.0286		39.7119	[0.000]
10	0.0630	*	0.0522		43.1217	[0.000]

A6.5.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Garch11

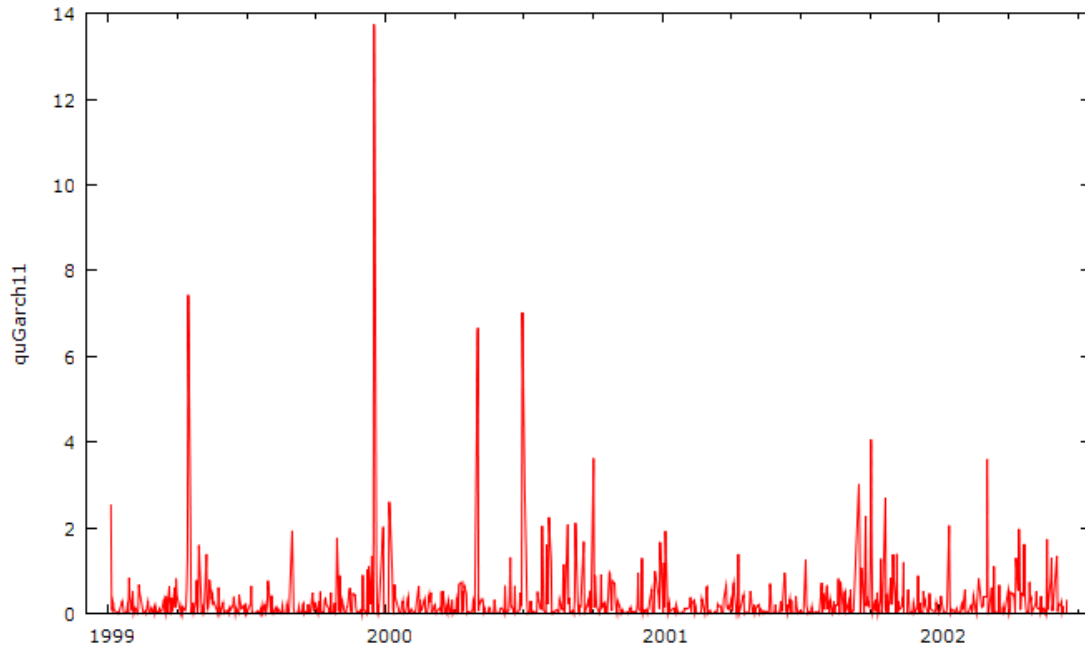
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uGarch11 including one lag of (1-L)uGarch11 sample size 844 unit-root null hypothesis: a = 1 test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003 estimated value of (a - 1): -0.764883 test statistic: tau_nc(1) = -17.4213 asymptotic p-value 6.898e-037
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003 estimated value of (a - 1): -0.765361 test statistic: tau_c(1) = -17.4164 asymptotic p-value 8.113e-042

```

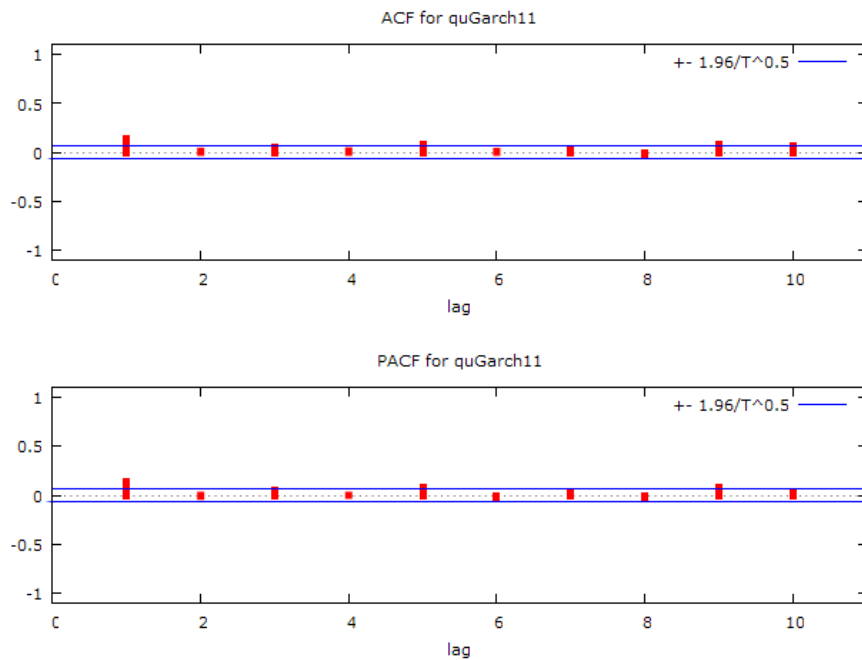
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003
estimated value of (a - 1): -0.779487
test statistic: tau_ct(1) = -17.6291
asymptotic p-value 9.259e-057

```

A6.5.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello Garch11



A6.5.10 Grafico correlogramma quadrati dei residui modello Garch11



A6.5.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quGarch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]	
1	0.1434	***	0.1434	***	17.4537	[0.000]
2	0.0102		-0.0105		17.5427	[0.000]
3	0.0494		0.0505		19.6213	[0.000]
4	0.0137		-0.0005		19.7819	[0.001]
5	0.0820	**	0.0824	**	25.5205	[0.000]
6	0.0084		-0.0180		25.5815	[0.000]
7	0.0178		0.0206		25.8514	[0.001]
8	-0.0158		-0.0303		26.0655	[0.001]
9	0.0767	**	0.0869	**	31.1060	[0.000]
10	0.0605	*	0.0286		34.2508	[0.000]

A6.6.1 Stima modello Ar1-Arch1

Stima modello Ar1-Arch1				
Mean: ARMAX(1,0,4); Variance: GARCH(0,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 7				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
AR(1)	0.192	0.032227	5.9578	0.00000 ***
Regress(1)	-0.005306	0.019021	-0.2790	0.39012
Regress(2)	0.34243	0.017137	19.9818	0.00000 ***
Regress(3)	0.23868	0.021613	11.0433	0.00000 ***
Regress(4)	0.10274	0.01107	9.2804	0.00000 ***
K	0.25355	0.0079469	31.9054	0.00000 ***
ARCH(1)	0.1647	0.035868	4.5918	0.00000 ***
LLF = -680.3030				
AIC = 1362.6 (1.3626e+003)				
BIC = 1367.3 (1.3673e+003)				
Senza la costante del modello				
Mean: ARMAX(1,0,3); Variance: GARCH(0,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 6				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
AR(1)	0.19256	0.032214	5.9775	0.00000 ***
Regress(1)	0.34281	0.016722	20.4998	0.00000 ***
Regress(2)	0.23845	0.021485	11.0983	0.00000 ***
Regress(3)	0.10291	0.010922	9.4218	0.00000 ***
K	0.25371	0.0075433	33.6333	0.00000 ***
ARCH(1)	0.16398	0.035595	4.6069	0.00000 ***
LLF = -680.3448				
AIC = 1362.7 (1.3627e+003)				
BIC = 1367.4 (1.3674e+003)				
Tra i due è stato scelto, e sarà utilizzato nelle successive analisi, il modello senza costante.				

A6.6.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

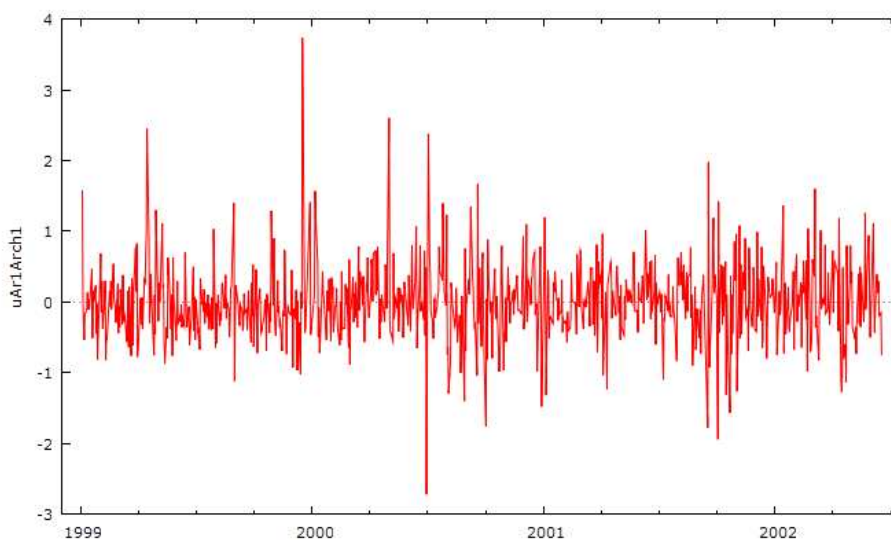
$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t + \sum_{i=1}^1 \varphi y_{t-i}$$

$$e_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

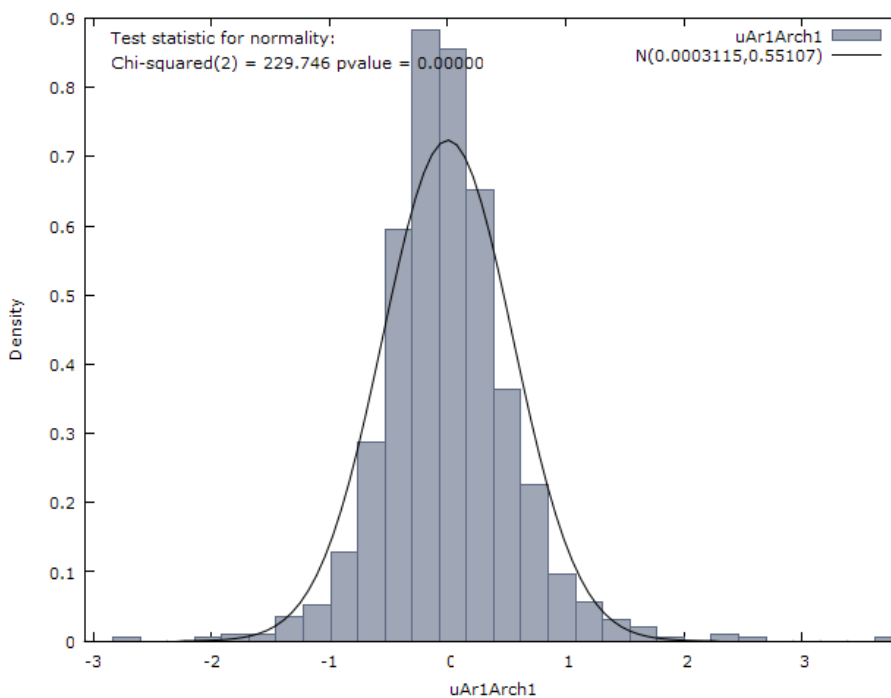
A6.6.3 Test normalità sui residui del modello Ar1-Arch1

Test Normalità Residui
Test for normality of uAr1Arch1: Doornik-Hansen test = 229.746, with p-value 1.29199e-050 Shapiro-Wilk W = 0.954143, with p-value 1.38986e-015 Lilliefors test = 0.0538911, with p-value ~= 0 Jarque-Bera test = 797.48, with p-value 6.75053e-174

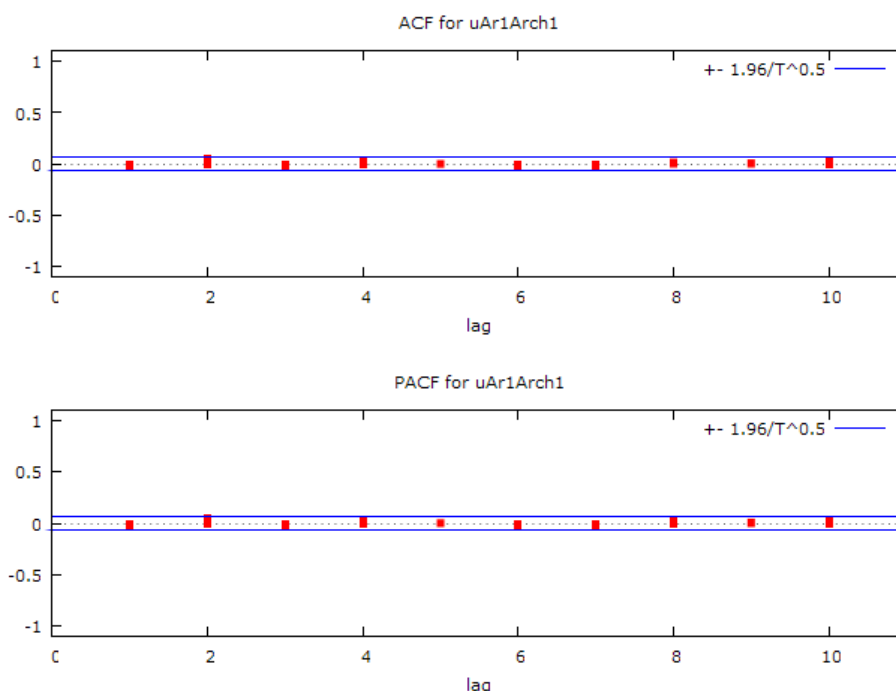
A6.6.4 Grafico andamento dei residui del modello Ar1-Arch1



A6.6.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Ar1-Arch1



A6.6.6 Grafico del correlogramma dei residui



A6.6.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Ar1-Arch1

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uAr1Arch1					
LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]	
1	-0.0284	-0.0284	0.6855	[0.408]	
2	0.0564	0.0556	3.3883	[0.184]	
3	-0.0360	-0.0331	4.4930	[0.213]	
4	0.0254	0.0206	5.0436	[0.283]	
5	-0.0024	0.0026	5.0486	[0.410]	
6	-0.0391	-0.0430	6.3520	[0.385]	
7	-0.0271	-0.0277	6.9796	[0.431]	
8	0.0146	0.0173	7.1624	[0.519]	
9	0.0076	0.0086	7.2121	[0.615]	
10	0.0432	0.0423	8.8166	[0.550]	

A6.6.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Ar1-Arch1

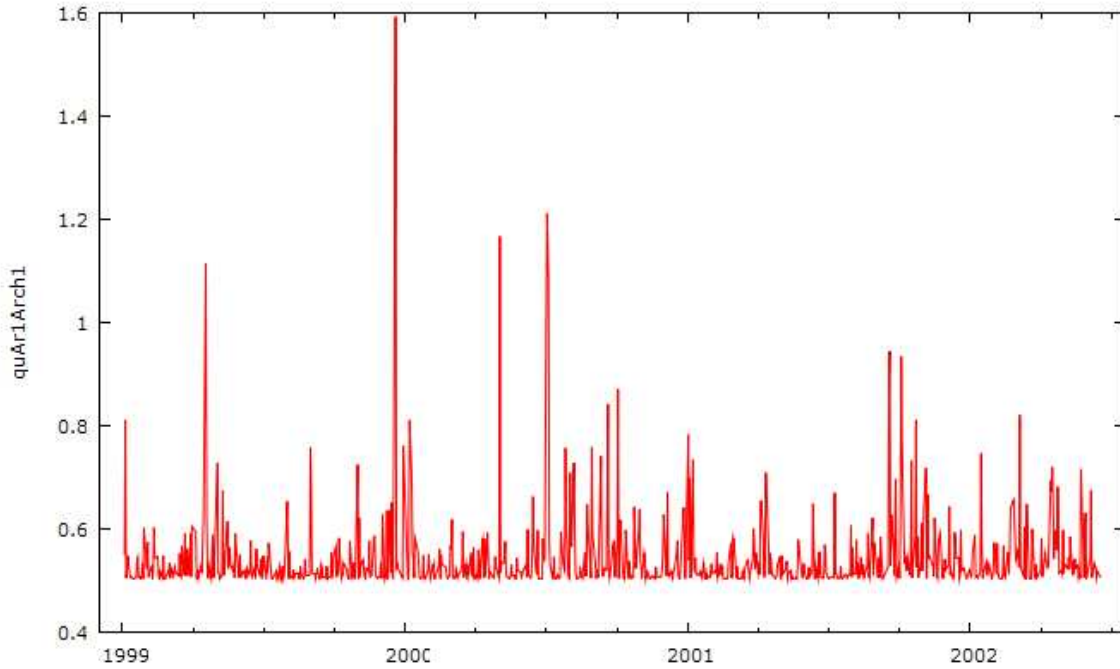
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uAr1Arch1 including one lag of (1-L)uAr1Arch1 sample size 844 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of (a - 1): -0.971922 test statistic: tau_nc(1) = -19.7152 asymptotic p-value 5.313e-040</p> <p>test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of (a - 1): -0.971918 test statistic: tau_c(1) = -19.7035 asymptotic p-value 7.585e-047</p>

```

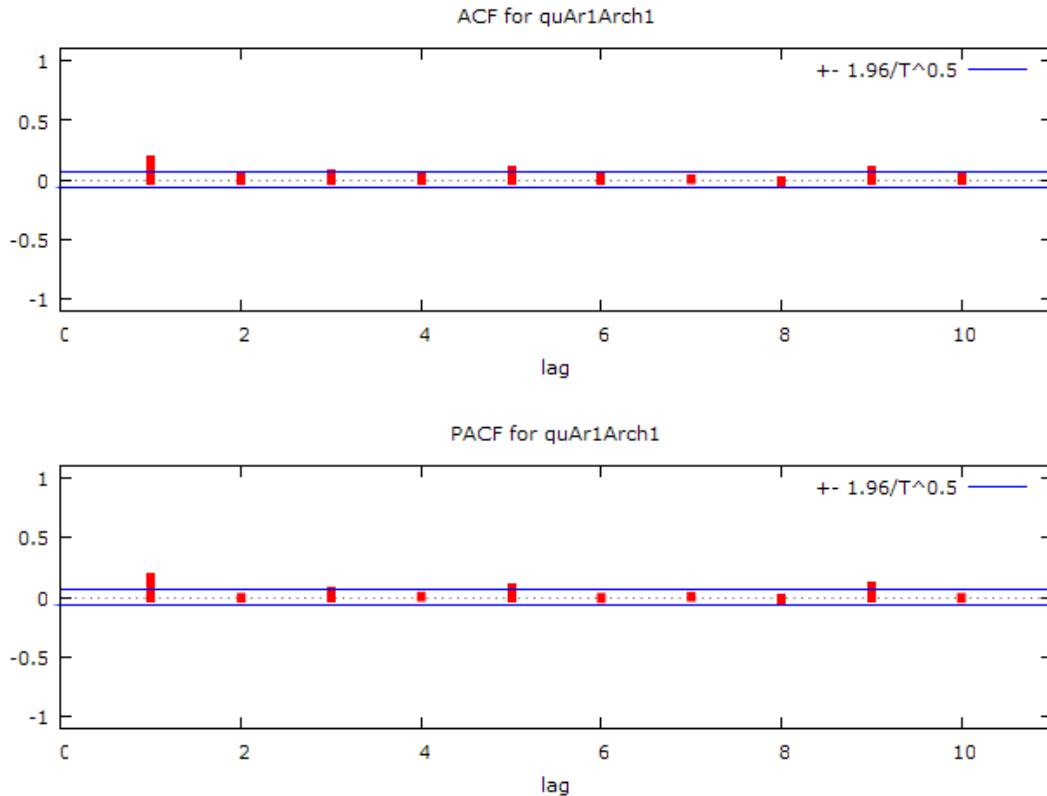
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
estimated value of (a - 1): -0.976308
test statistic: tau_ct(1) = -19.7574
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A6.6.9 Grafico dell'andamento dei quadrati dei residui Ar1-Arch1



A6.6.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Ar1-Arch1



A6.6.11 Funzione autocorrelazione dei quadrati dei residui Ar1-Arch1

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quAr1Arch1						
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]	
1	0.1669 ***		0.1669 ***		23.6624	[0.000]
2	0.0195		-0.0086		23.9853	[0.000]
3	0.0499		0.0494		26.1025	[0.000]
4	0.0262		0.0102		26.6889	[0.000]
5	0.0875 **		0.0838 **		33.2198	[0.000]
6	0.0190		-0.0120		33.5269	[0.000]
7	0.0102		0.0083		33.6156	[0.000]
8	-0.0201		-0.0323		33.9622	[0.000]
9	0.0802 **		0.0903 ***		39.4816	[0.000]
10	0.0263		-0.0109		40.0733	[0.000]

A6.7.1 Stima modello Ar1-Garch11

Stima modello Ar1-Garch11				
Mean: ARMAX(1,0,4); Variance: GARCH(1,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 8				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
AR(1)	0.16051	0.030936	5.1885	0.00000 ***
Regress(1)	-0.0067068	0.017602	-0.3810	0.35160
Regress(2)	0.33574	0.015641	21.4658	0.00000 ***
Regress(3)	0.2339	0.0181	12.9228	0.00000 ***
Regress(4)	0.10208	0.010533	9.6916	0.00000 ***
K	0.0423	0.010831	3.9056	0.00005 ***
GARCH(1)	0.73127	0.05147	14.2077	0.00000 ***
ARCH(1)	0.13753	0.029082	4.7292	0.00000 ***
LLF = -672.3075				
AIC = 1346.6 (1.3466e+003)				
BIC = 1351.4 (1.3514e+003)				
Poiché la costante non è significativa provo a stimarlo senza				
Mean: ARMAX(1,0,3); Variance: GARCH(1,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 7				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
AR(1)	0.16166	0.030568	5.2887	0,00000 ***
Regress(1)	0.3362	0.015336	21.9226	0,00000 ***
Regress(2)	0.23396	0.017592	13.2991	0,00000 ***
Regress(3)	0.10241	0.010357	9.8885	0,00000 ***
K	0.042446	0.010748	3.9493	0,00004 ***
GARCH(1)	0.73141	0.050499	14.4838	0,00000 ***
ARCH(1)	0.13668	0.028874	4.7335	0,00000 ***
LLF = -672.3770				
AIC = 1346.8 (1.3468e+003)				
BIC = 1351.5 (1.3515e+003)				

A6.7.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t + \sum_{i=1}^R \varphi y_{t-i}$$

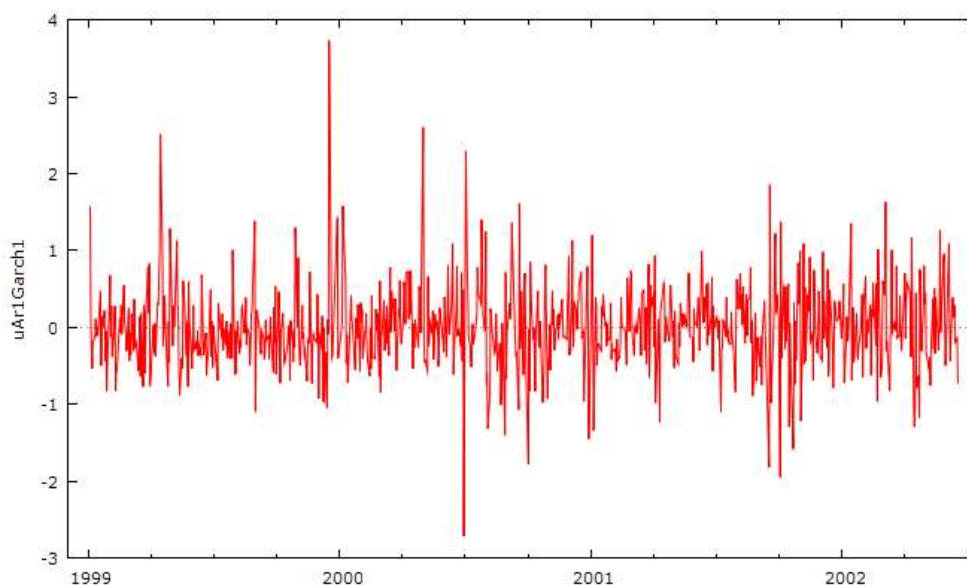
$$e_t = \sigma_t * z_t; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^1 (\beta_i * \sigma_{t-i}^2)$$

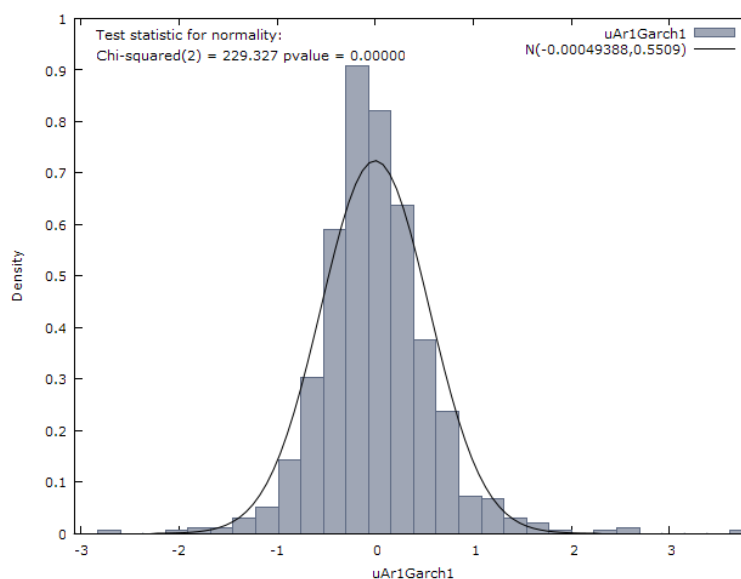
A6.7.3 Test normalità sui residui del modello Ar1-Garch11

Test Normalità Residui
Test for normality of uAr1Garch1: Doornik-Hansen test = 229.327, with p-value 1.59336e-050 Shapiro-Wilk W = 0.954339, with p-value 1.51273e-015 Lilliefors test = 0.0557783, with p-value ~ = 0 Jarque-Bera test = 786.396, with p-value 1.72278e-171

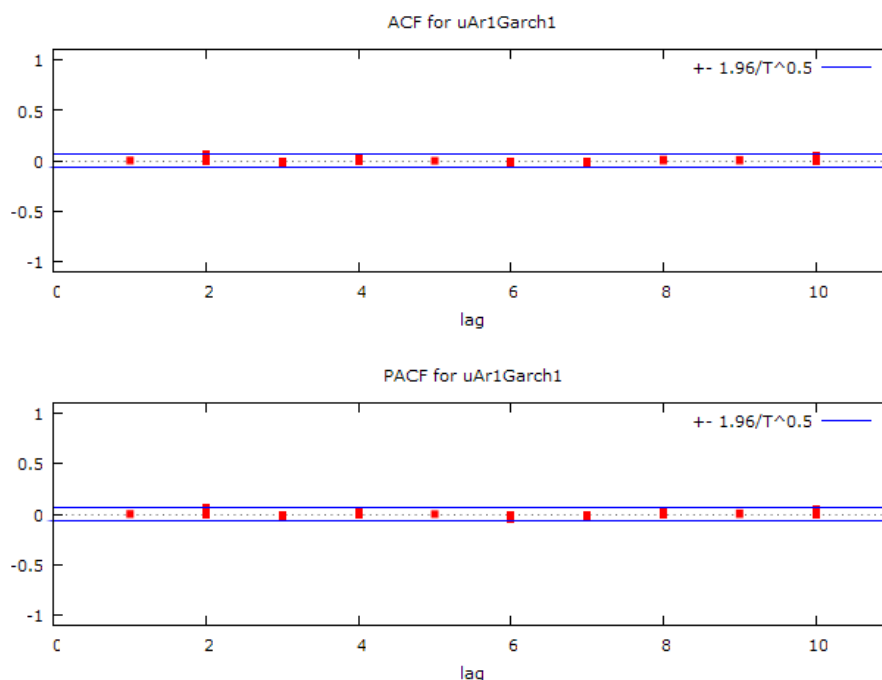
A6.7.4 Grafico andamento dei residui del modello Ar1-Garch11



A6.7.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Ar1-Garch11



A6.7.6 Grafico del correlogramma dei residui



A6.7.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Ar1-Garch11

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uAr1Garch1					
LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]	
1	0.0043	0.0043	0.0159	[0.900]	
2	0.0610 *	0.0610 *	3.1794	[0.204]	
3	-0.0318	-0.0325	4.0416	[0.257]	
4	0.0265	0.0232	4.6411	[0.326]	
5	-0.0016	0.0021	4.6432	[0.461]	
6	-0.0401	-0.0444	6.0197	[0.421]	
7	-0.0289	-0.0269	6.7335	[0.457]	
8	0.0134	0.0184	6.8873	[0.549]	
9	0.0104	0.0109	6.9801	[0.639]	
10	0.0461	0.0447	8.8017	[0.551]	

A6.7.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Ar1-Garch11

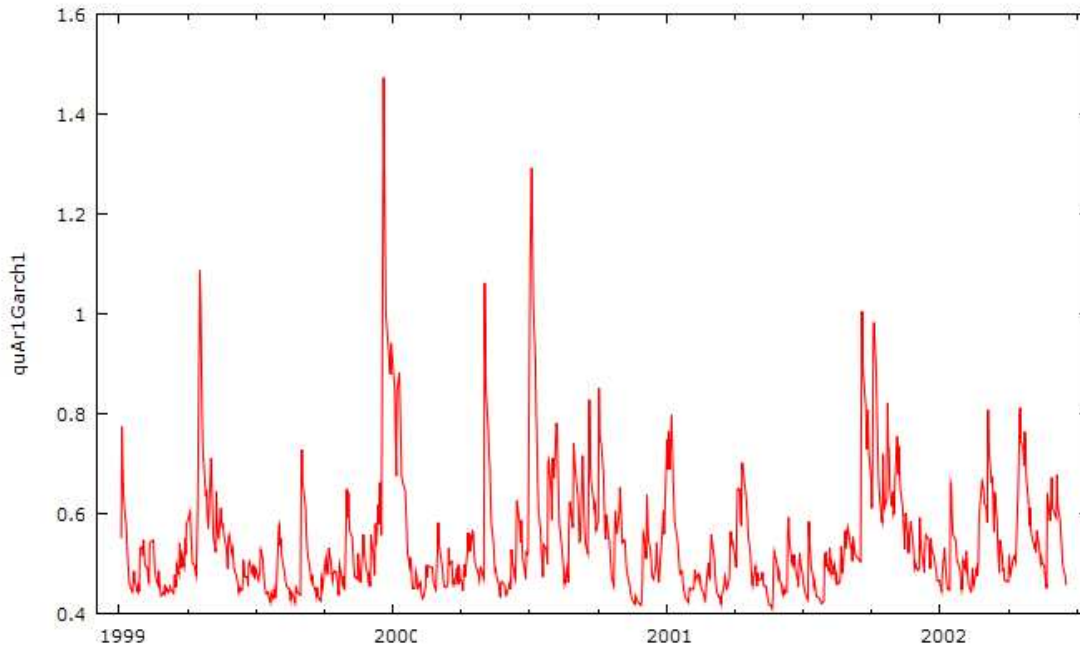
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uAr1Garch1 including one lag of (1-L)uAr1Garch1 sample size 844 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of $(a - 1)$: -0.935509 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -19.296$ asymptotic p-value 1.532e-039</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of $(a - 1)$: -0.935517 test statistic: $\tau_c(1) = -19.2849$ asymptotic p-value 4.93e-046</p>

```

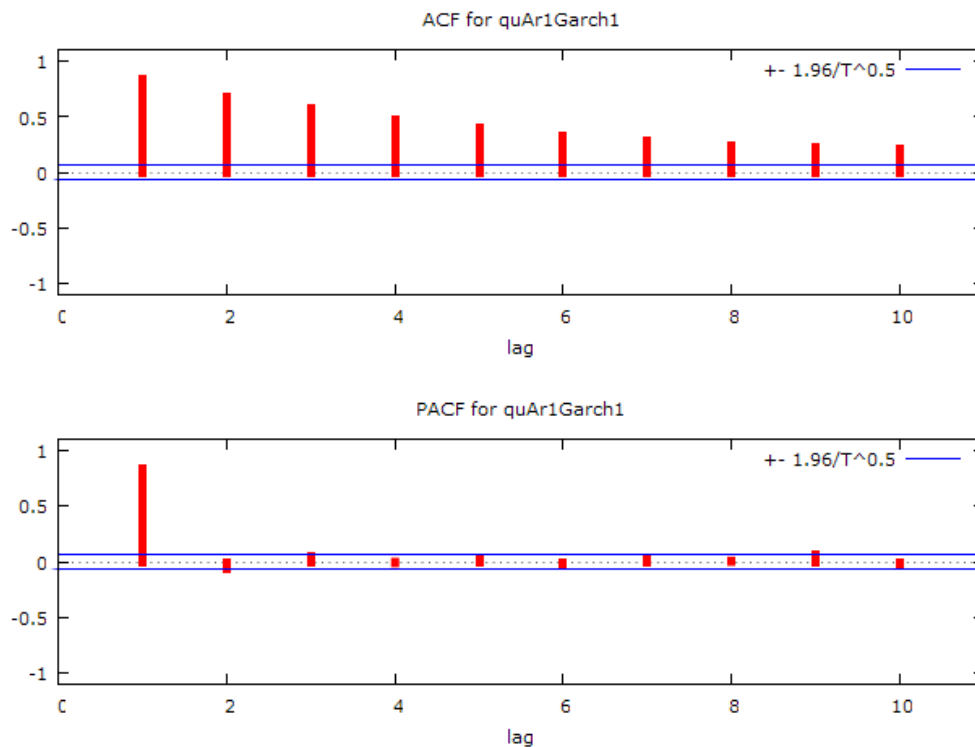
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
estimated value of (a - 1): -0.940158
test statistic: tau_ct(1) = -19.3432
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A6.7.9 Grafico dell'andamento dei quadrati dei residui Ar1-Garch11



A6.7.10 Grafico correlogramma dei quadrati dei residui Ar1-Garch11



A6.7.11 Funzione autocorrelazione quadrati dei residui Ar1-Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quAr1Garch1						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.8416	***	0.8416	***	601.3497	[0.000]
2	0.6878	***	-0.0702	**	1003.4947	[0.000]
3	0.5738	***	0.0459		1283.6517	[0.000]
4	0.4768	***	-0.0131		1477.3133	[0.000]
5	0.4039	***	0.0305		1616.4987	[0.000]
6	0.3328	***	-0.0375		1711.0721	[0.000]
7	0.2818	***	0.0349		1778.9911	[0.000]
8	0.2440	***	0.0099		1829.9782	[0.000]
9	0.2307	***	0.0709	**	1875.5812	[0.000]
10	0.2072	***	-0.0386		1912.4200	[0.000]

A6.8.1 Stima modello Ar1-Arch1 t-Student

Stima modello Ar1-Arch1 t-Student				
Mean: ARMAX(1,0,3); Variance: GARCH(0,1)				
Conditional Probability Distribution: T				
Number of Model Parameters Estimated: 7				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
AR(1)	0.19069	0.029431	6.4793	0.00000 ***
Regress(1)	0.32435	0.017446	18.5914	0.00000 ***
Regress(2)	0.21045	0.01968	10.6938	0.00000 ***
Regress(3)	0.089213	0.0116	7.6908	0.00000 ***
K	0.23863	0.022503	10.6041	0.00000 ***
ARCH(1)	0.22341	0.072436	3.0843	0.00102 ***
DoF	4.8905	0.75446	6.4821	0.00000 ***
LLF = -632.9196				
AIC = 1267.8 (1.2678e+003)				
BIC = 1272.6 (1.2726e+003)				

A6.8.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

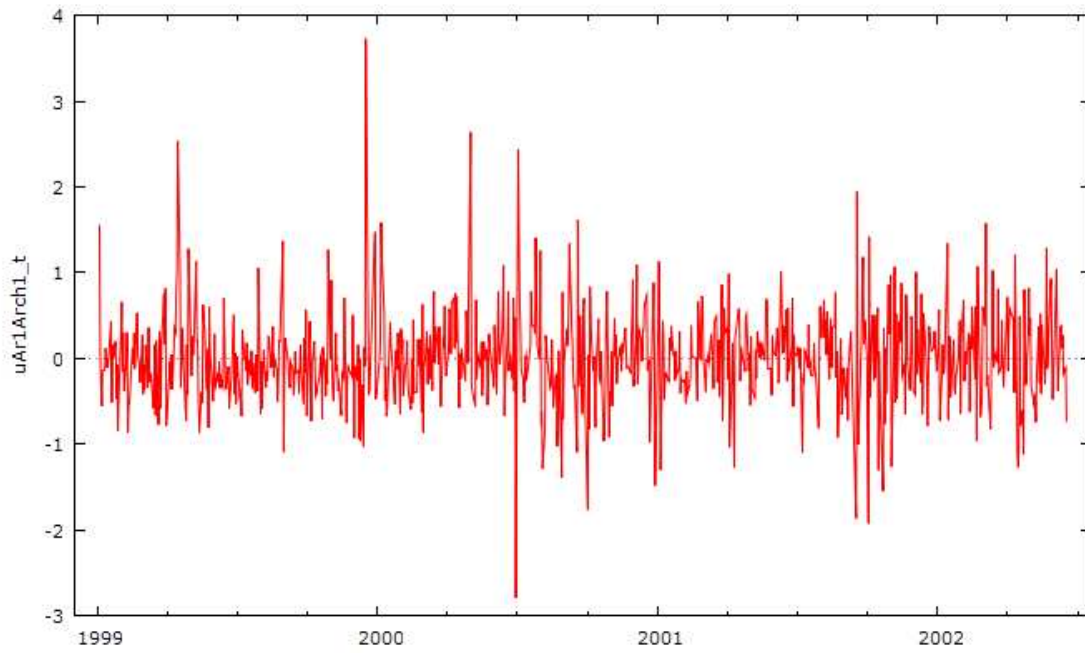
$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t + \sum_{i=1}^1 \phi y_{t-i}$$

$$e_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

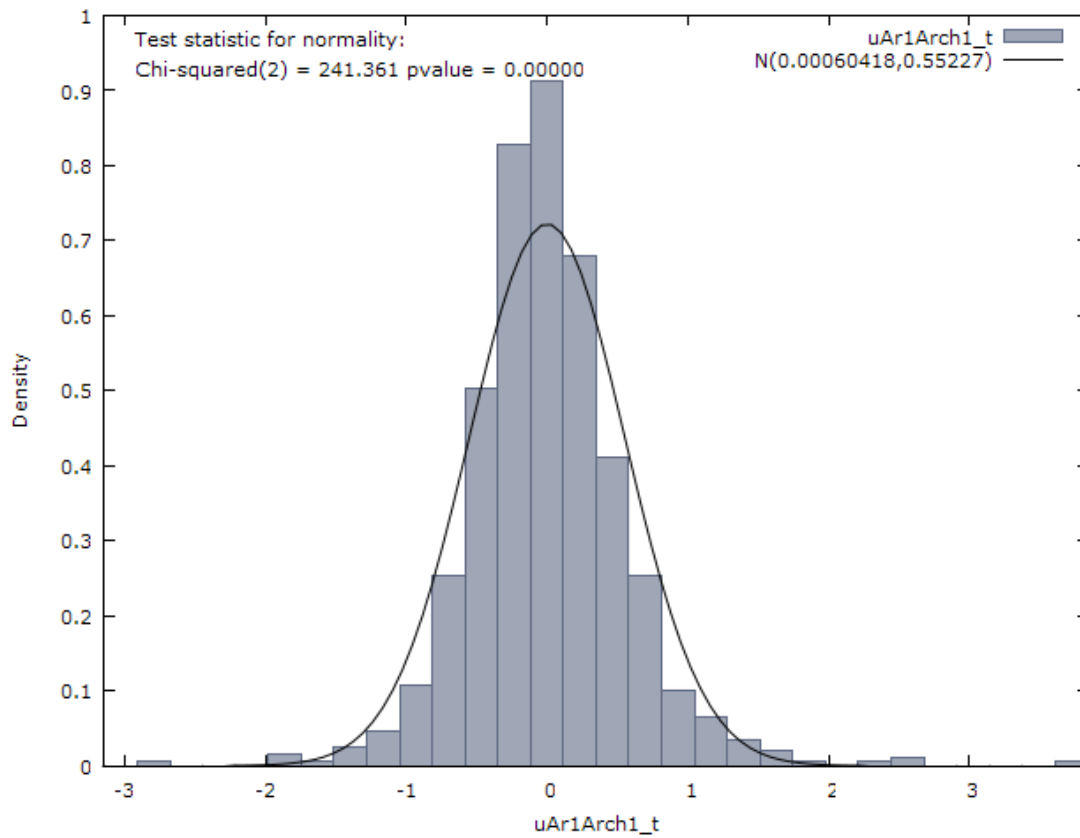
A6.8.3 Test normalità sui residui del modello Ar1-Arch1 t-Student

Test Normalità Residui
Test for normality of uAr1Arch1_t:
Doornik-Hansen test = 241.361, with p-value 3.88356e-053
Shapiro-Wilk W = 0.95234, with p-value 6.4655e-016
Lilliefors test = 0.0585516, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 840.761, with p-value 2.69816e-183

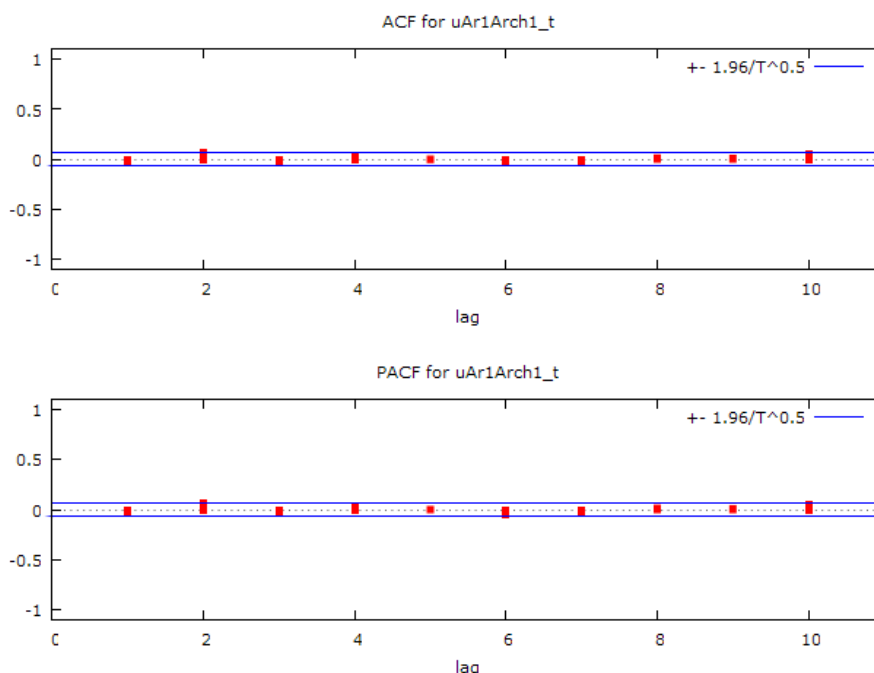
A6.8.4 Grafico andamento dei residui del modello Ar1-Arch1 t-Student



A6.8.5 Grafico distribuzione residui del modello Ar1-Arch1 t-Student



A6.8.6 Grafico del correlogramma dei residui



A6.8.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Ar1-Arch1 t-Student

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uArlArch1_t					
LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.0224		-0.0224	0.4256	[0.514]
2	0.0600	*	0.0595	3.4808	[0.175]
3	-0.0309		-0.0284	4.2921	[0.232]
4	0.0281		0.0234	4.9643	[0.291]
5	-0.0034		0.0011	4.9744	[0.419]
6	-0.0401		-0.0443	6.3478	[0.385]
7	-0.0271		-0.0273	6.9770	[0.431]
8	0.0115		0.0148	7.0904	[0.527]
9	0.0078		0.0092	7.1431	[0.622]
10	0.0460		0.0458	8.9598	[0.536]

A6.8.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui Ar1-Arch1 t-Student

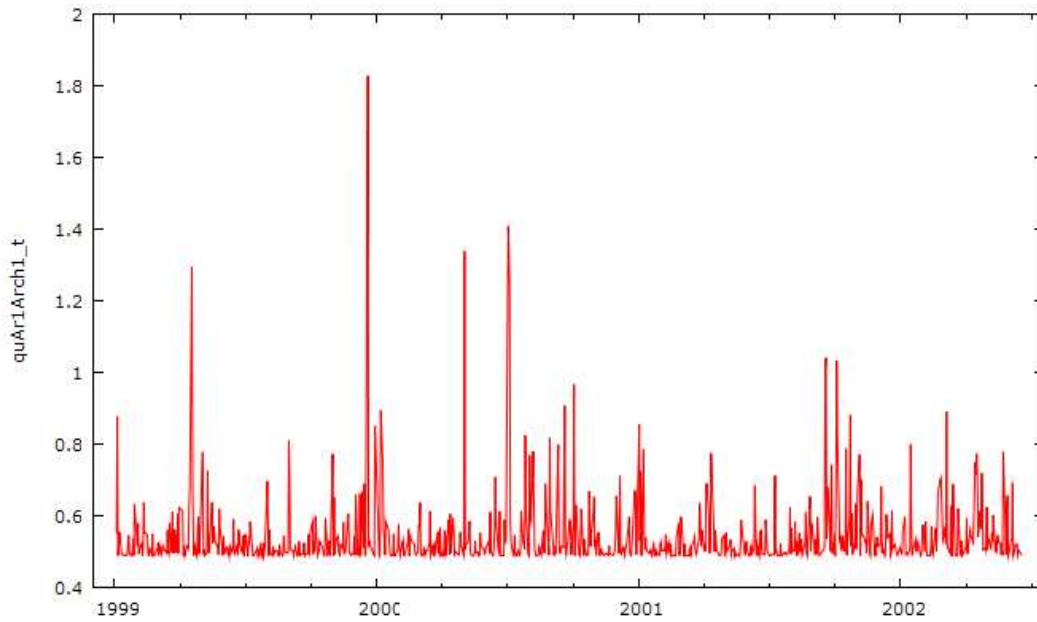
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uArlArch1_t including one lag of (1-L)uArlArch1_t sample size 844 unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of (a - 1): -0.961997 test statistic: tau_nc(1) = -19.5763 asymptotic p-value 7.45e-040
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of (a - 1): -0.961991 test statistic: tau_c(1) = -19.5646 asymptotic p-value 1.393e-046

```

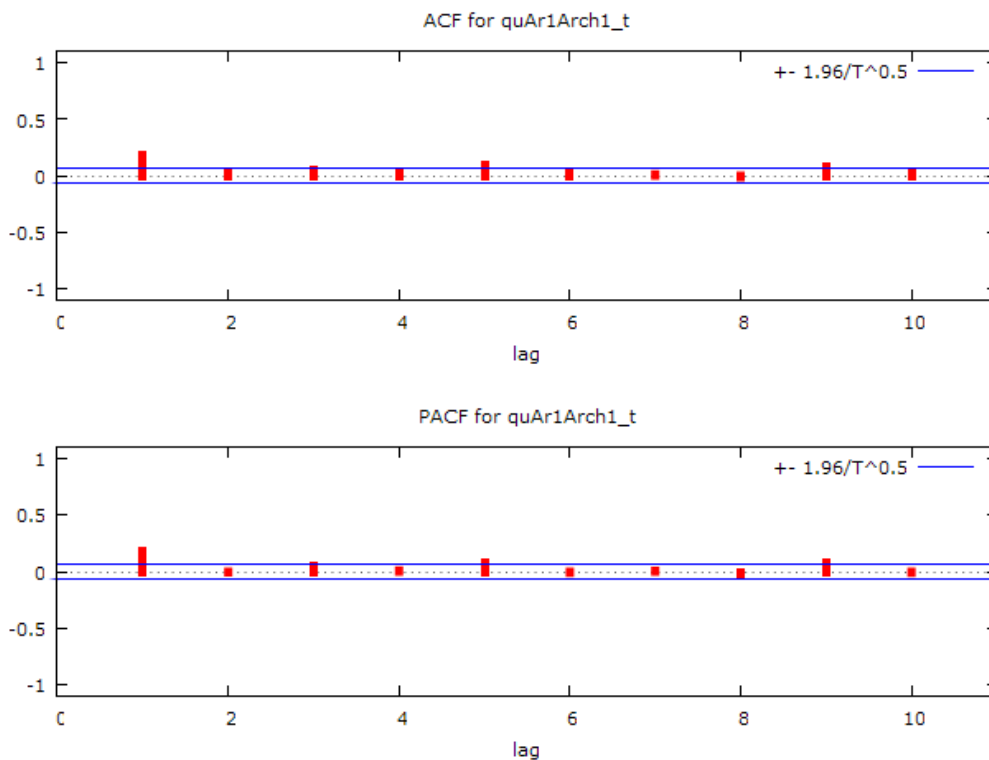
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
estimated value of (a - 1): -0.967398
test statistic: tau_ct(1) = -19.6335
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A6.8.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui Ar1-Arch1 t-Student



A6.8.10 Grafico correlogramma quadrati residui Ar1-Arch1 t-Student



A6.8.11 Funzione autocorr quadrati residui Ar1-Arch1 t-Student

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quAr1Arch1_t						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1775	***	0.1775	***	26.7340	[0.000]
2	0.0250		-0.0067		27.2672	[0.000]
3	0.0545		0.0529		29.7995	[0.000]
4	0.0291		0.0107		30.5194	[0.000]
5	0.0912	***	0.0867	**	37.6186	[0.000]
6	0.0235		-0.0107		38.0889	[0.000]
7	0.0115		0.0079		38.2019	[0.000]
8	-0.0139		-0.0272		38.3669	[0.000]
9	0.0785	**	0.0867	**	43.6480	[0.000]
10	0.0274		-0.0109		44.2932	[0.000]

Appendice 7: Analisi del 2 sottocampione dei dati giornalieri (S2)

A7.1 Descrizione del campione

A7.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **19 Giugno 2002**
 Data Ultima Rilevazione: **7 Aprile 2004**
 Numero Rilevazioni: **448**
 Cod Identificativo: **S2**

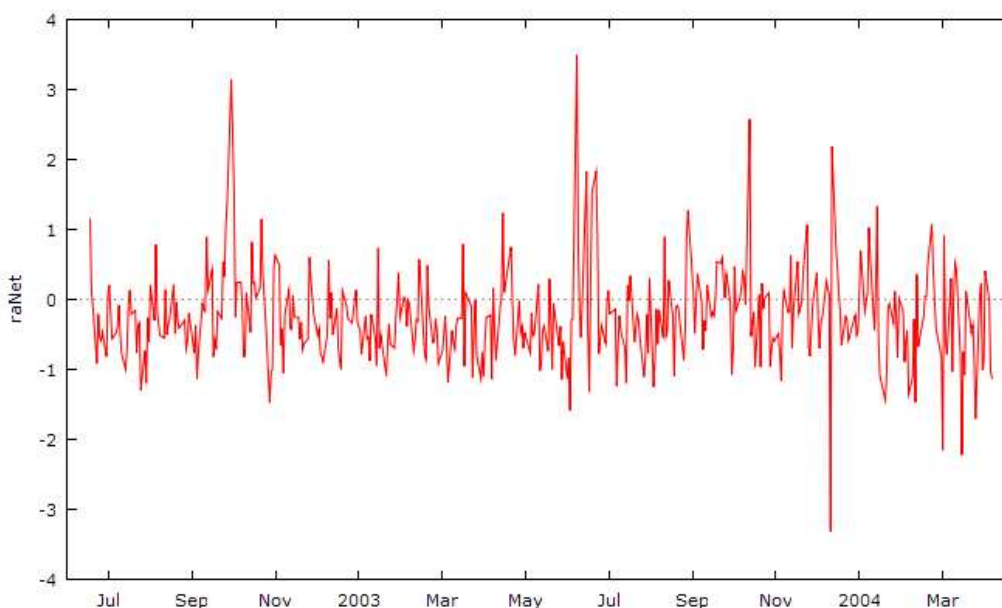
A7.1.2 Statistiche di Base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 02/06/19 - 04/04/07				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.25047	-0.28484	-3.3148	3.4947
rmNet	-0.24221	-0.28427	-6.2887	4.3723
SMB	0.0073790	0.023756	-4.0957	3.0723
HML	-0.14171	-0.30118	-6.0537	5.4658
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	0.66416	2.6517	0.99716	5.2752
rmNet	1.2630	5.2144	-0.085080	1.3910
SMB	0.93068	126.13	-0.27874	1.4737
HML	1.8962	13.381	0.093284	0.25662

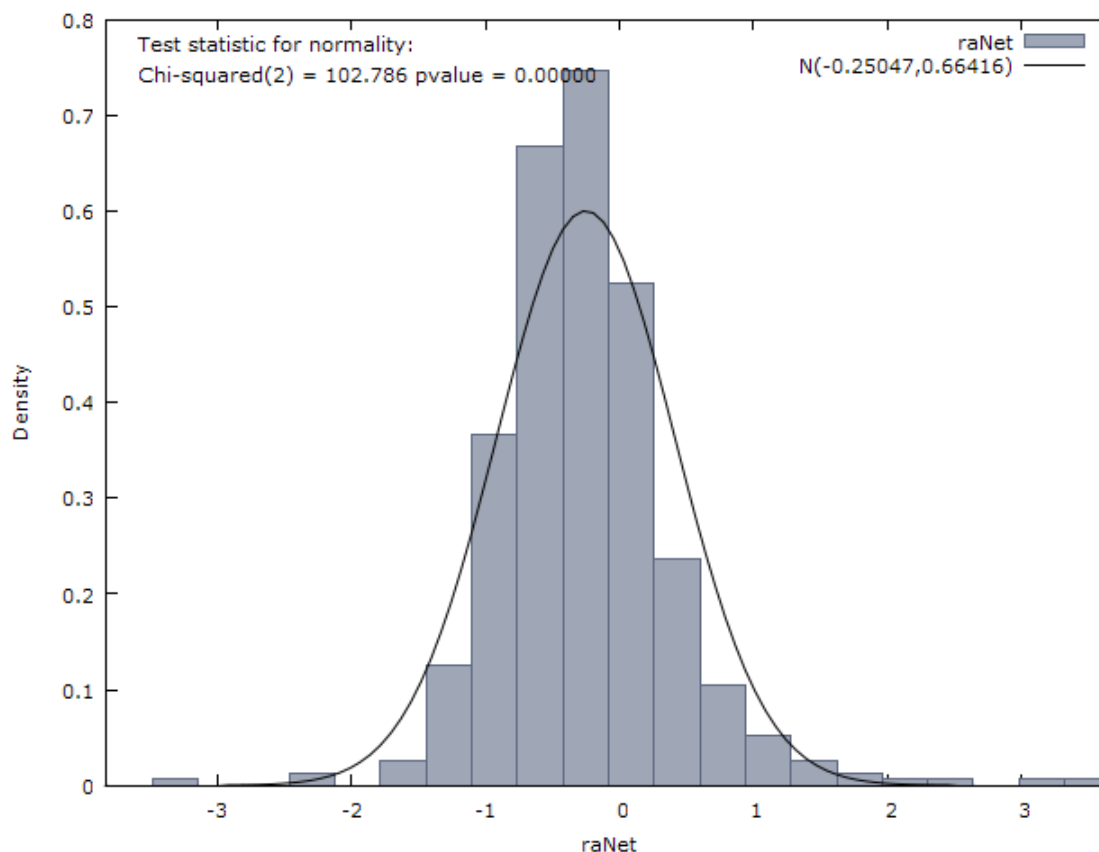
A7.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 02/06/19 - 04/04/07				
5% critical value (two-tailed) = 0.0927 for n = 448				
	raNet	rmNet	SMB	HML
raNet	1.0000	0.2709	0.1231	-0.0212
rmNet		1.0000	-0.4135	-0.6244
SMB			1.0000	-0.0023
HML				1.0000

A7.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



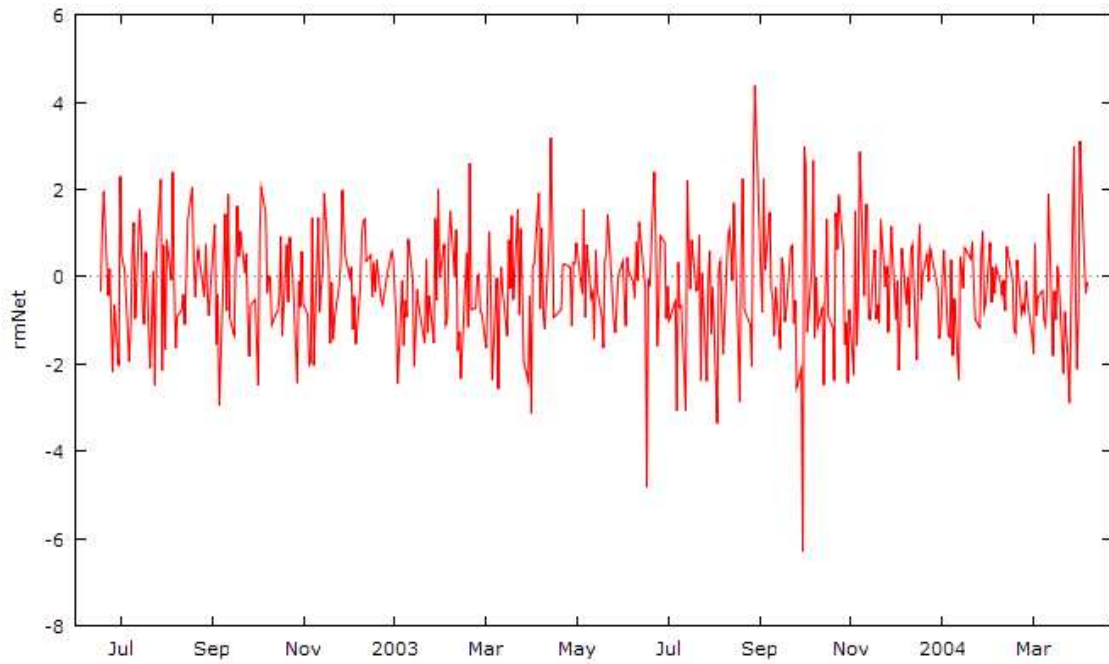
A7.1.5 Istogramma della variabile dipendente RaNet con la normale



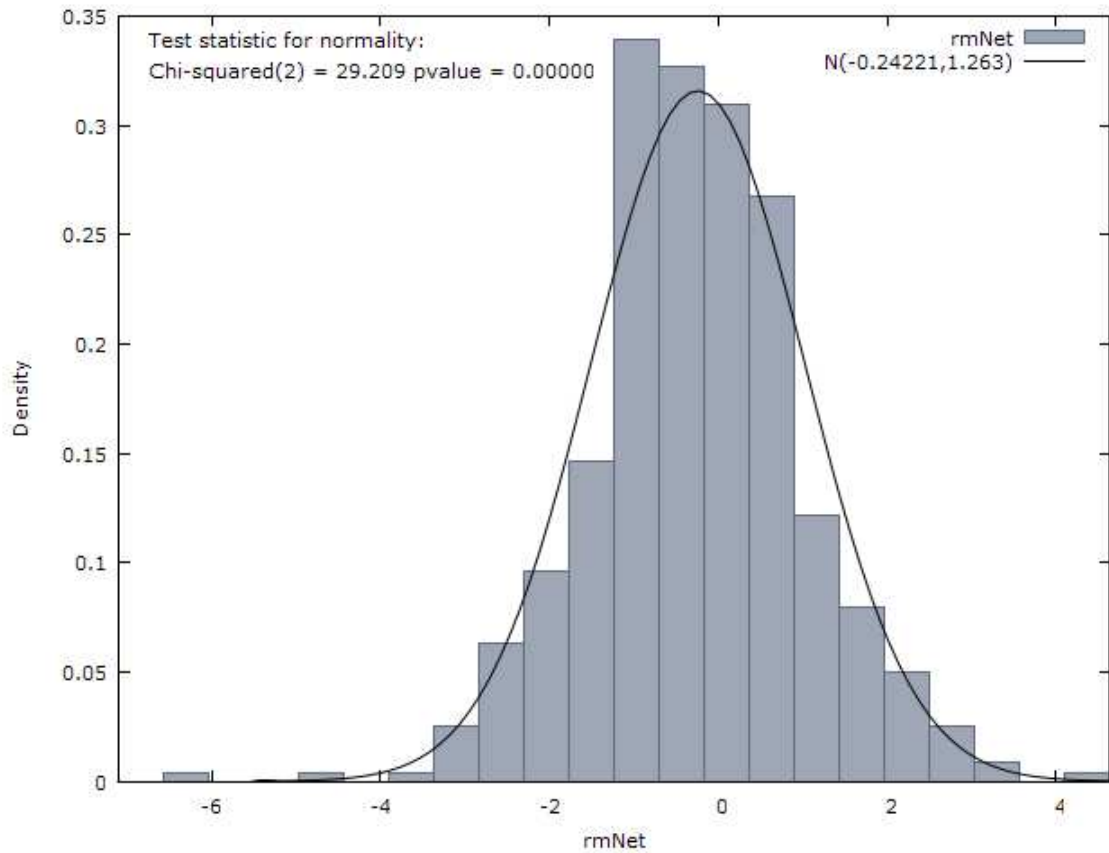
A7.1.6 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente RaNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 446 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.005 estimated value of (a - 1): -0.592183 test statistic: tau_nc(1) = -10.9163 asymptotic p-value 6.187e-022</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of (a - 1): -0.731096 test statistic: tau_c(1) = -12.5666 asymptotic p-value 1.503e-027</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of (a - 1): -0.731101 test statistic: tau_ct(1) = -12.5524 asymptotic p-value 5.666e-031</p>

A7.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



A7.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet con la normale



A7.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente RmNet

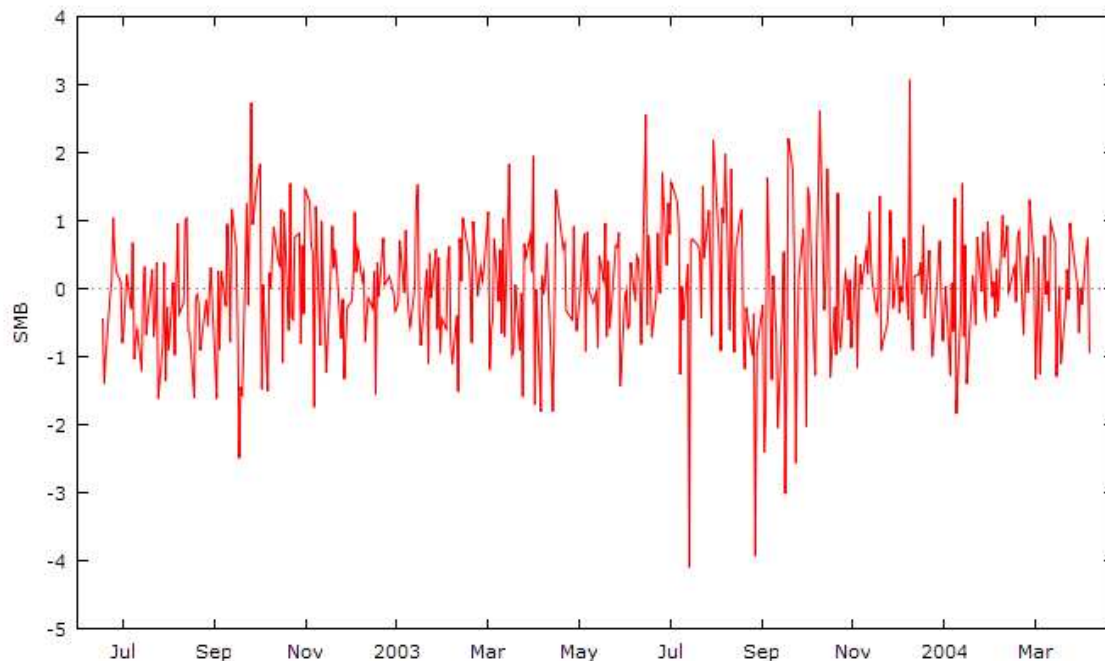
```
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rmNet
including one lag of (1-L)rmNet
sample size 446
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003
estimated value of (a - 1): -0.955708
test statistic: tau_nc(1) = -14.5333
asymptotic p-value 4.009e-031

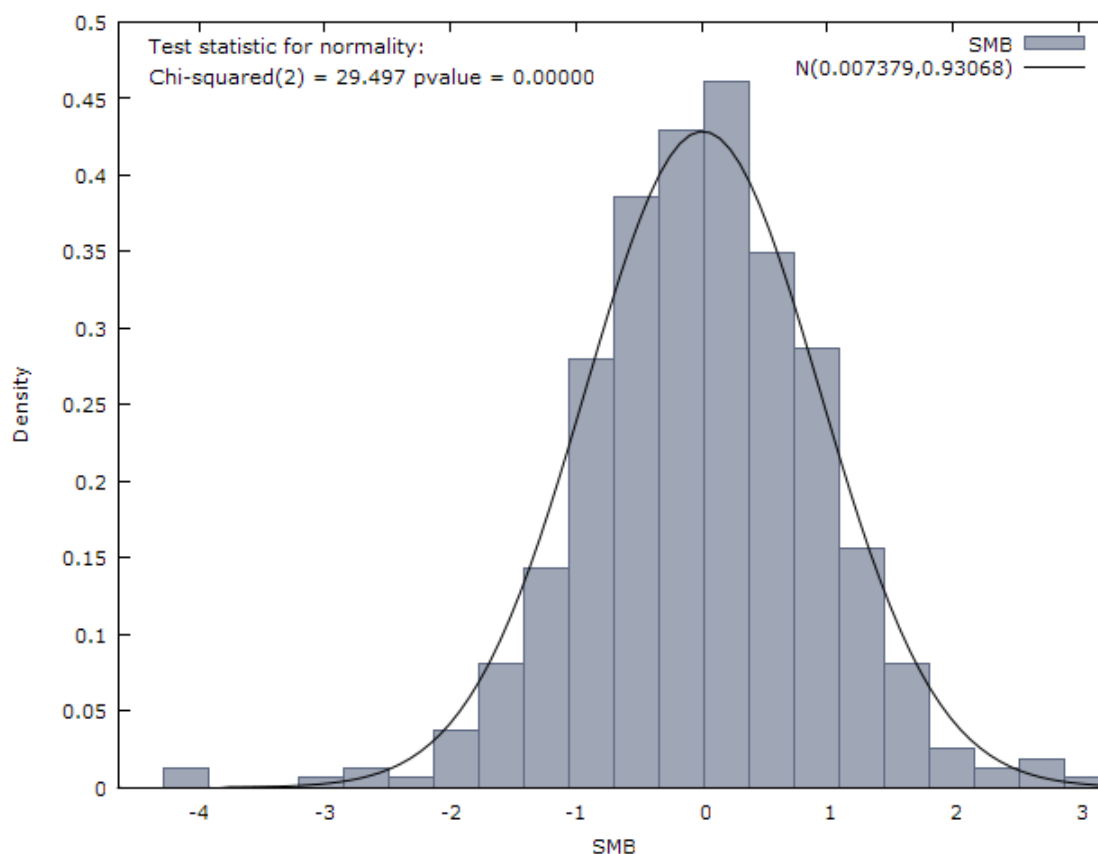
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.007
estimated value of (a - 1): -1.02649
test statistic: tau_c(1) = -15.3271
asymptotic p-value 3.956e-036

with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.007
estimated value of (a - 1): -1.03173
test statistic: tau_ct(1) = -15.3648
asymptotic p-value 7.005e-045
```

A7.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



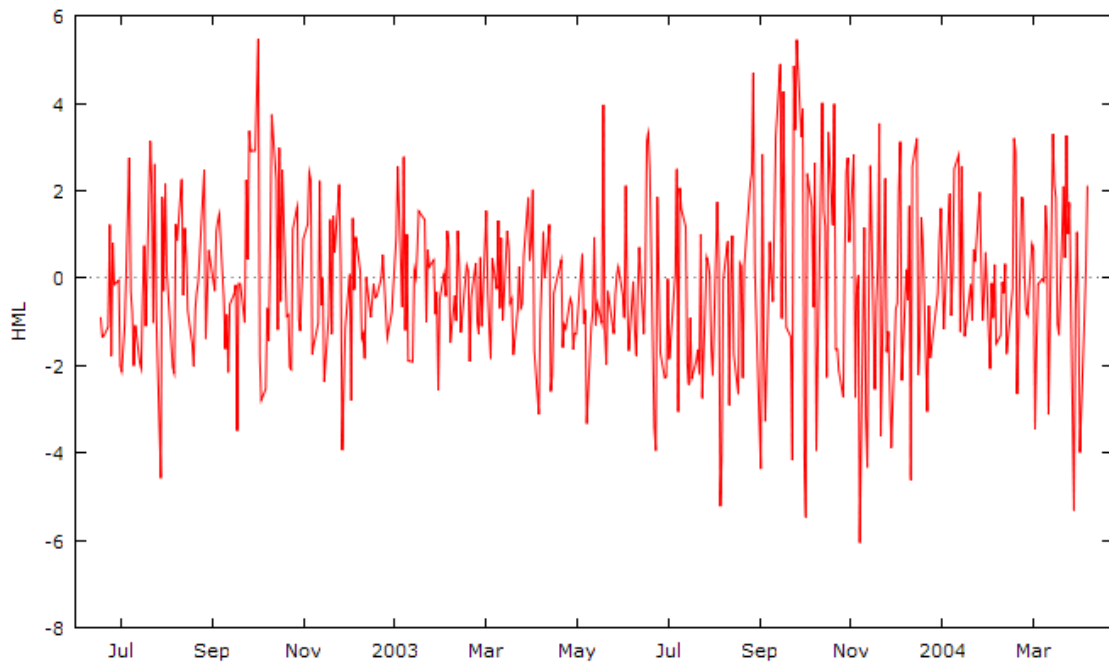
A7.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB con la normale



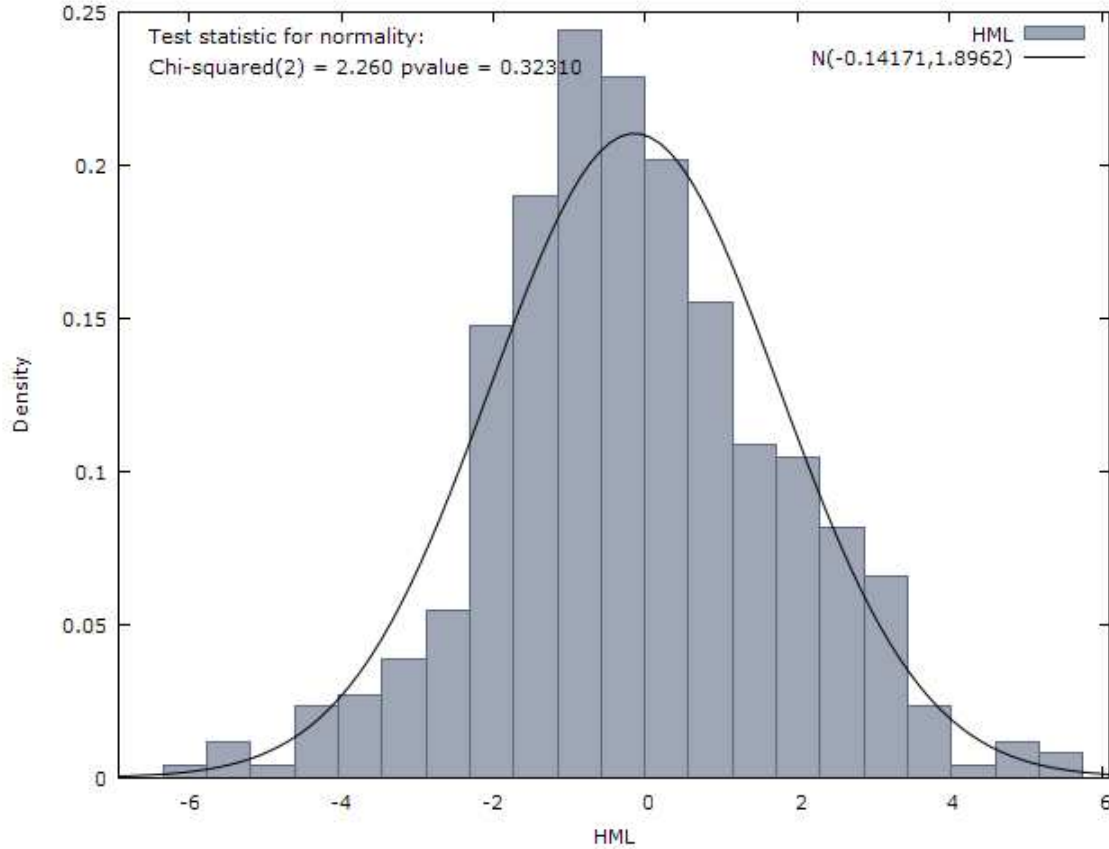
A7.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 446 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 estimated value of (a - 1): -0.923465 test statistic: tau_nc(1) = -13.9598 asymptotic p-value 8.838e-030</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 estimated value of (a - 1): -0.923691 test statistic: tau_c(1) = -13.9471 asymptotic p-value 5.998e-032</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 estimated value of (a - 1): -0.928176 test statistic: tau_ct(1) = -13.9698 asymptotic p-value 8.009e-038</p>

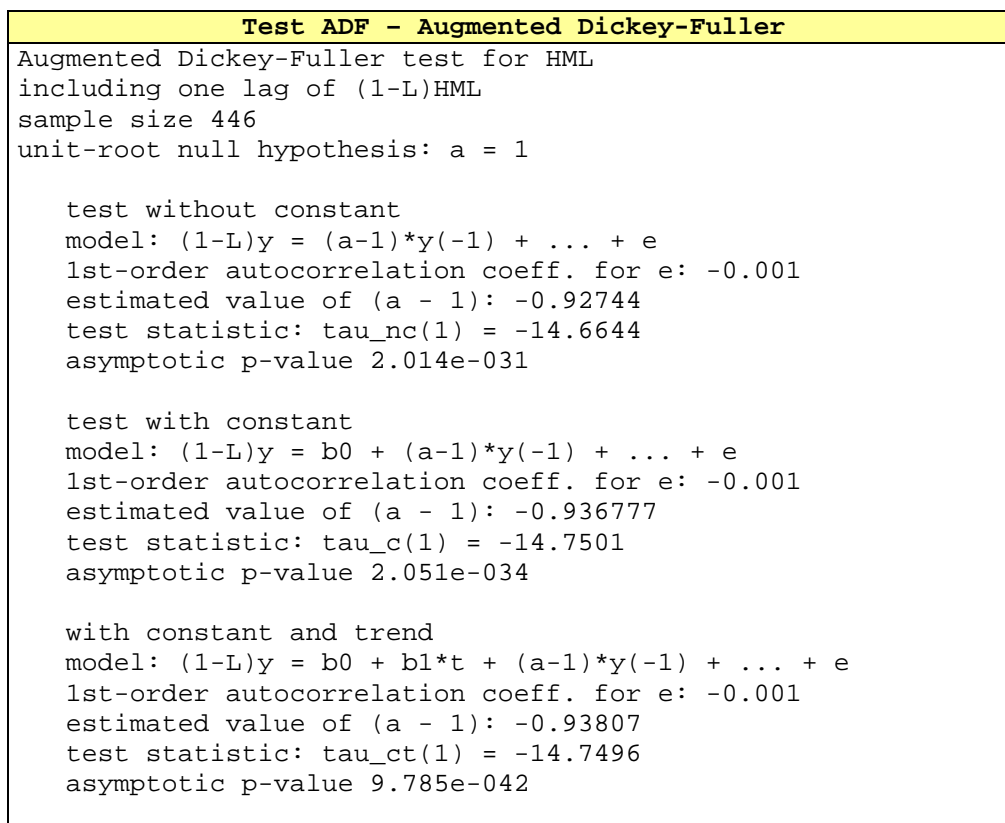
A7.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



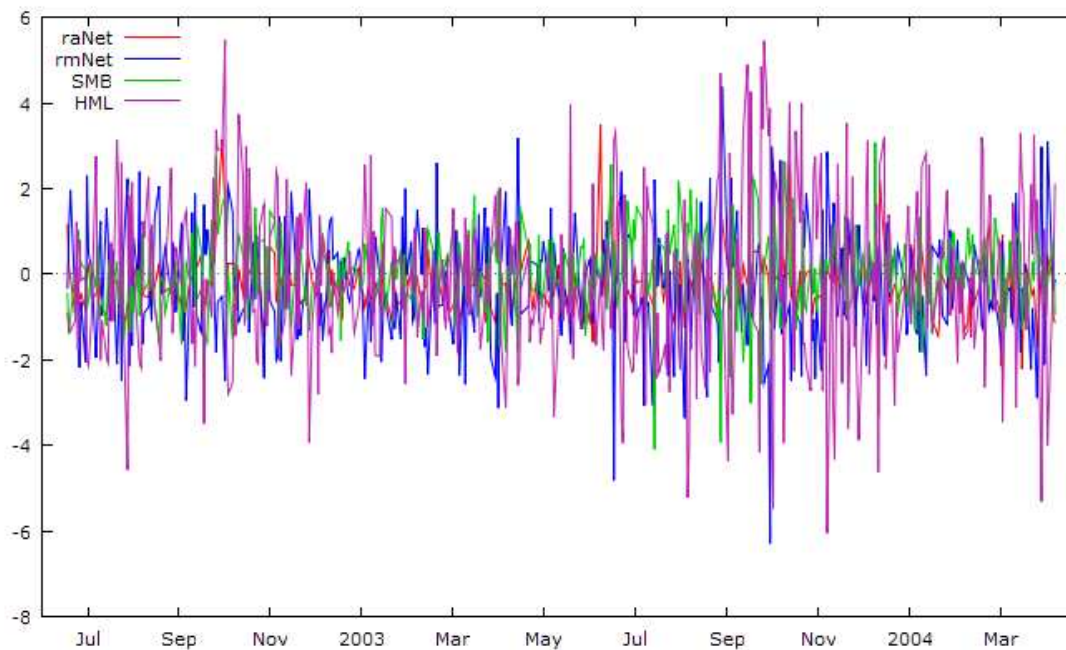
A7.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML con la normale



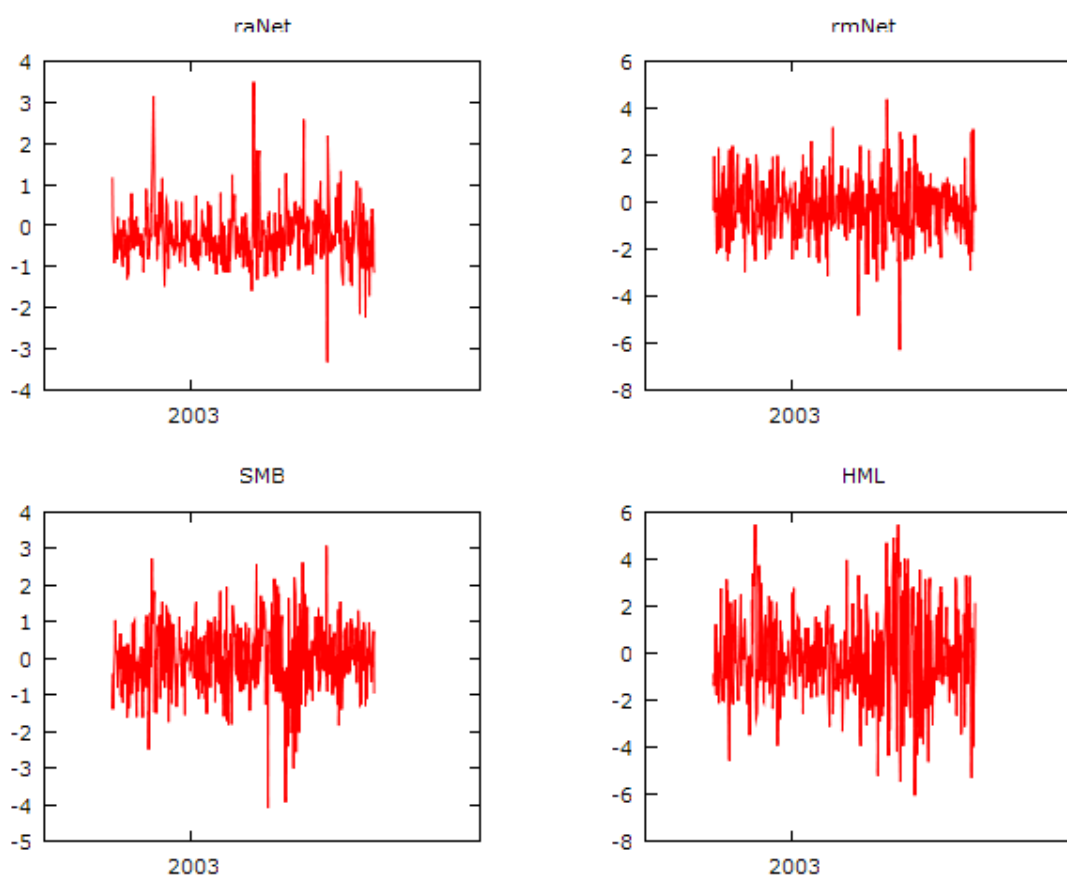
A7.1.15 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente HML



A7.1.16 Andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A7.1.17 Andamento dell'insieme delle variabili



A7.2 Individuazione della forma del modello

A7.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

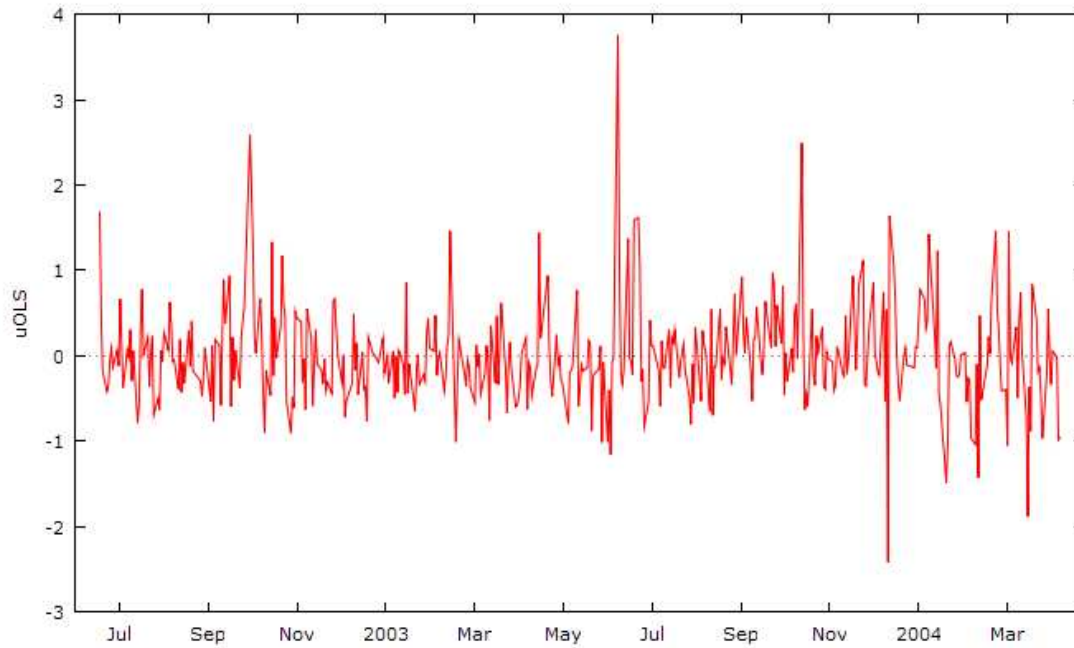
A7.2.2 Stima del modello OLS completo

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 448 observations 02/06/19-04/04/07				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.142025	0.0293353	-4.841	1.78e-06 ***
rmNet	0.370711	0.0330188	11.23	6.43e-026 ***
SMB	0.296565	0.0350013	8.473	3.55e-016 ***
HML	0.147082	0.0200245	7.345	9.92e-013 ***
Mean dependent var	-0.250469	S.D. dependent var	0.664163	
Sum squared resid	151.1814	S.E. of regression	0.583523	
R-squared	0.233271	Adjusted R-squared	0.228091	
F(3, 444)	45.02783	P-value(F)	2.01e-25	
Log-likelihood	-392.3505	Akaike criterion	792.7009	
Schwarz criterion	809.1201	Hannan-Quinn	799.1735	
rho	0.198544	Durbin-Watson	1.580592	

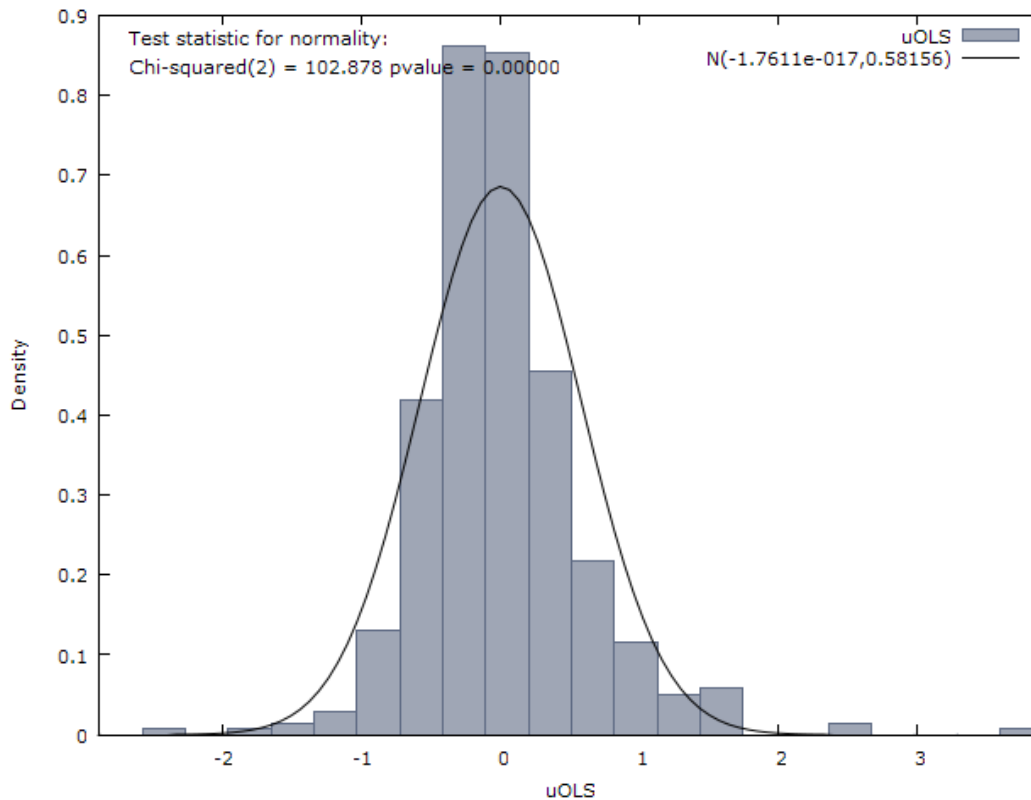
A7.2.3 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normalità Residui
Test for normality of uOLS: Doornik-Hansen test = 102.878, with p-value 4.57451e-023 Shapiro-Wilk W = 0.923162, with p-value 2.30166e-014 Lilliefors test = 0.0984533, with p-value ≈ 0 Jarque-Bera test = 708.594, with p-value 1.35149e-154

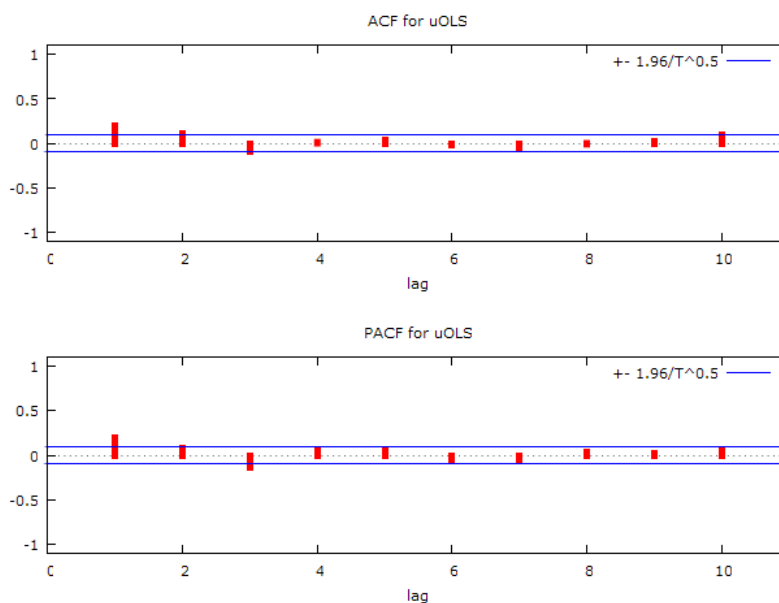
A7.2.4 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A7.2.5 Grafico distribuzione dei residui del modello OLS



A7.2.6 Grafico del correlogramma dei residui



A7.2.7 Funzione di autocorrelazione dei residui modello OLS

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uOLS						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1973	***	0.1973	***	17.5621	[0.000]
2	0.1098	**	0.0737		23.0122	[0.000]
3	-0.0914	*	-0.1319	***	26.7994	[0.000]
4	0.0124		0.0482		26.8690	[0.000]
5	0.0352		0.0504		27.4327	[0.000]
6	-0.0230		-0.0627		27.6736	[0.000]
7	-0.0647		-0.0562		29.5898	[0.000]
8	-0.0106		0.0349		29.6418	[0.000]
9	0.0272		0.0276		29.9814	[0.000]
10	0.0937	**	0.0688		34.0244	[0.000]

A7.2.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

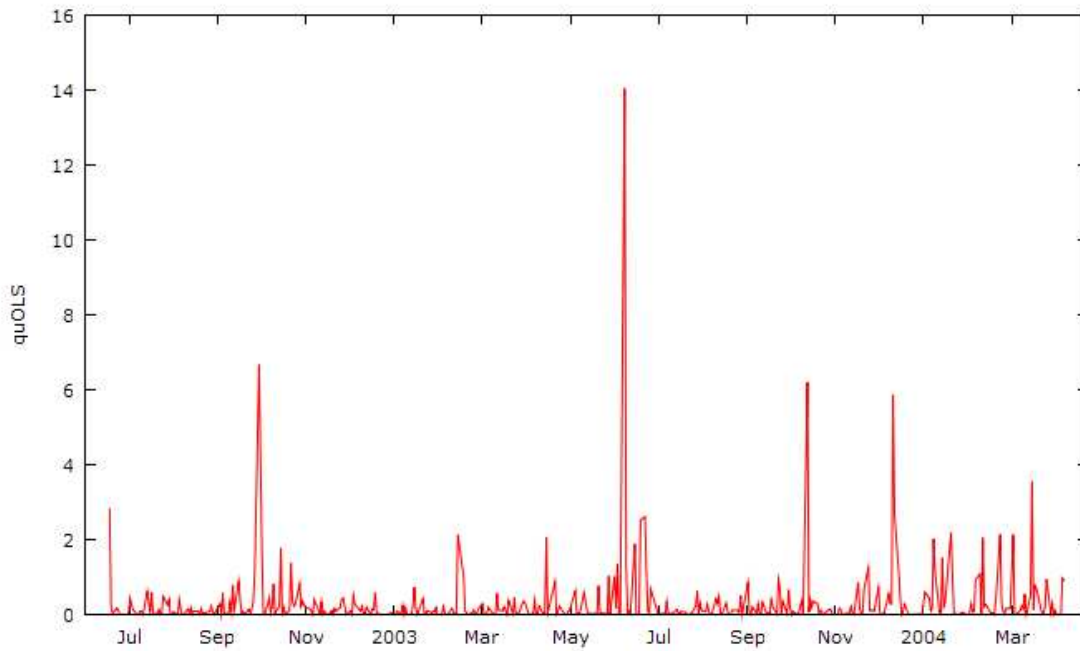
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uOLS including one lag of (1-L)uOLS sample size 446 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.011 estimated value of (a - 1): -0.742033 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -12.3699$ asymptotic p-value 8.404e-026</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.011 estimated value of (a - 1): -0.742 test statistic: $\tau_c(1) = -12.3559$ asymptotic p-value 7.255e-027</p>

```

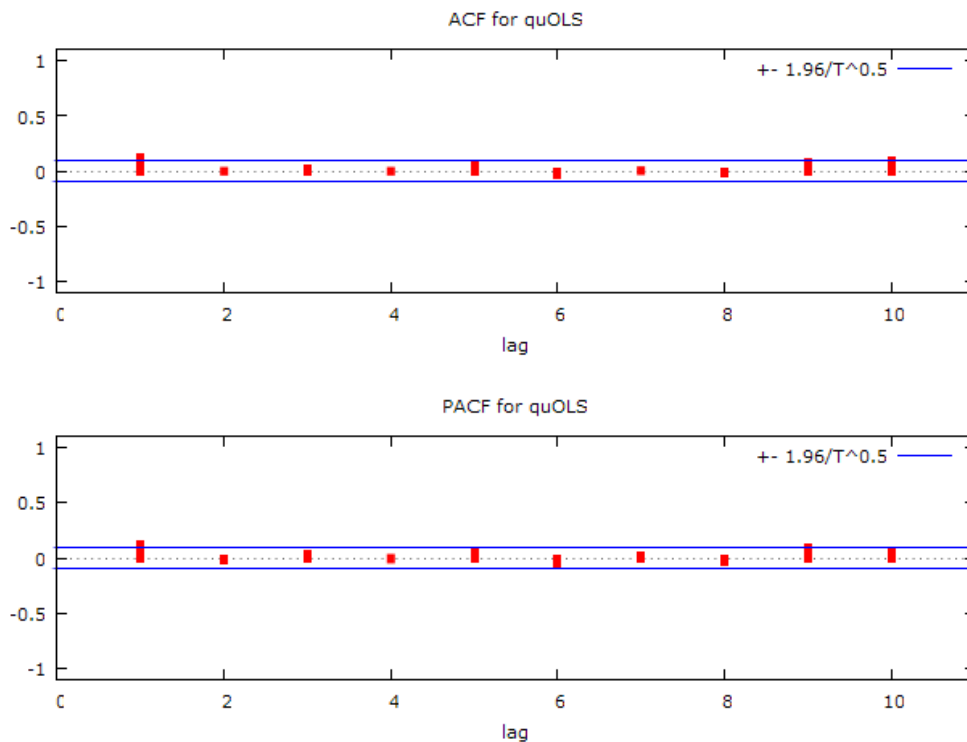
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.011
estimated value of (a - 1): -0.742051
test statistic: tau_ct(1) = -12.3423
asymptotic p-value 5.429e-030

```

A7.2.9 Grafico dell'andamento quadrati residui del modello OLS



A7.2.10 Grafico correlogramma dei quadrati dei residui modello OLS



A7.2.11 Funzione autocorrelazione quadrati residui del modello OLS

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quOLS						
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]	
1	0.1242	***	0.1242	***	6.9606	[0.008]
2	-0.0050		-0.0207		6.9718	[0.031]
3	0.0290		0.0327		7.3529	[0.061]
4	-0.0046		-0.0127		7.3626	[0.118]
5	0.0680		0.0723		9.4656	[0.092]
6	-0.0368		-0.0571		10.0849	[0.121]
7	0.0065		0.0223		10.1044	[0.183]
8	-0.0211		-0.0321		10.3093	[0.244]
9	0.0824	*	0.0976	**	13.4247	[0.144]
10	0.0939	**	0.0633		17.4814	[0.064]

A7.3.1 Stima modello Ar1

Stima modello Ar1					
Function evaluations: 46					
Evaluations of gradient: 9					
Ar1:					
ARMAX estimates using the 448 observations 02/06/19-04/04/07					
Estimated using Kalman filter (exact ML)					
Dependent variable: raNet					
Standard errors based on Hessian					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.150556	0.0354391	-4.248	2.15e-05	***
phi_1	0.212075	0.0477352	4.443	8.88e-06	***
rmNet	0.342050	0.0321320	10.65	1.84e-026	***
SMB	0.269263	0.0342704	7.857	3.93e-015	***
HML	0.131467	0.0197031	6.672	2.52e-011	***
Mean dependent var	-0.250469	S.D. dependent var	0.664163		
Mean of innovations	-0.000782	S.D. of innovations	0.568571		
Log-likelihood	-382.7539	Akaike criterion	777.5078		
Schwarz criterion	802.1365	Hannan-Quinn	787.2167		
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
AR					
Root 1	4.7153	0.0000	4.7153	0.0000	
-----	-----	-----	-----	-----	-----

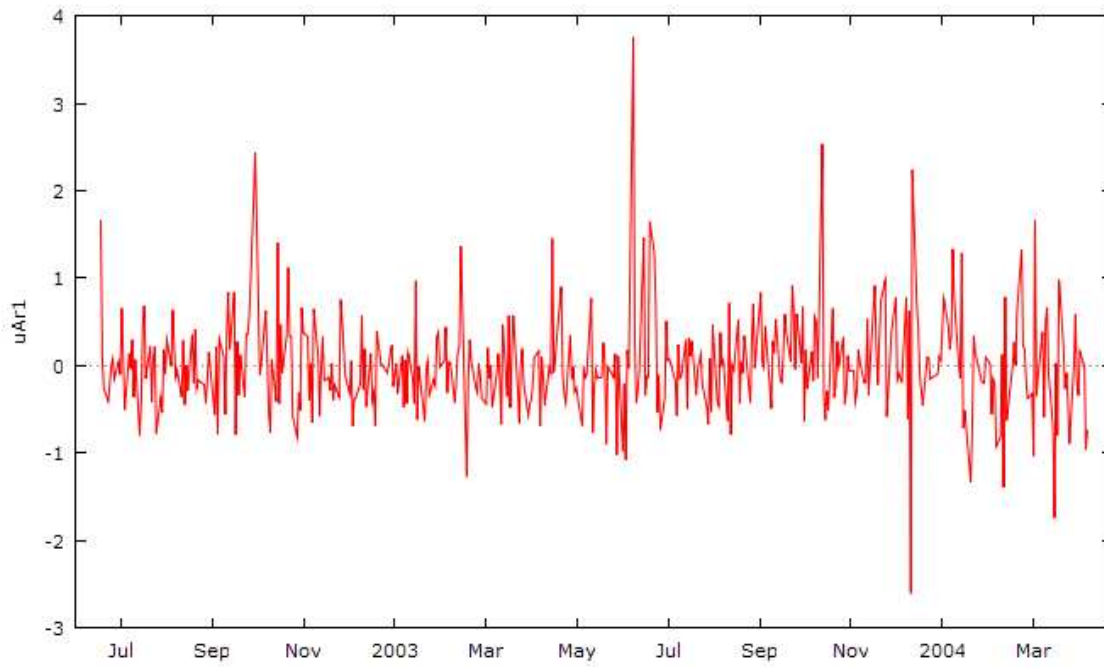
A7.3.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t + \sum_{i=1}^1 \phi y_{t-i}$$

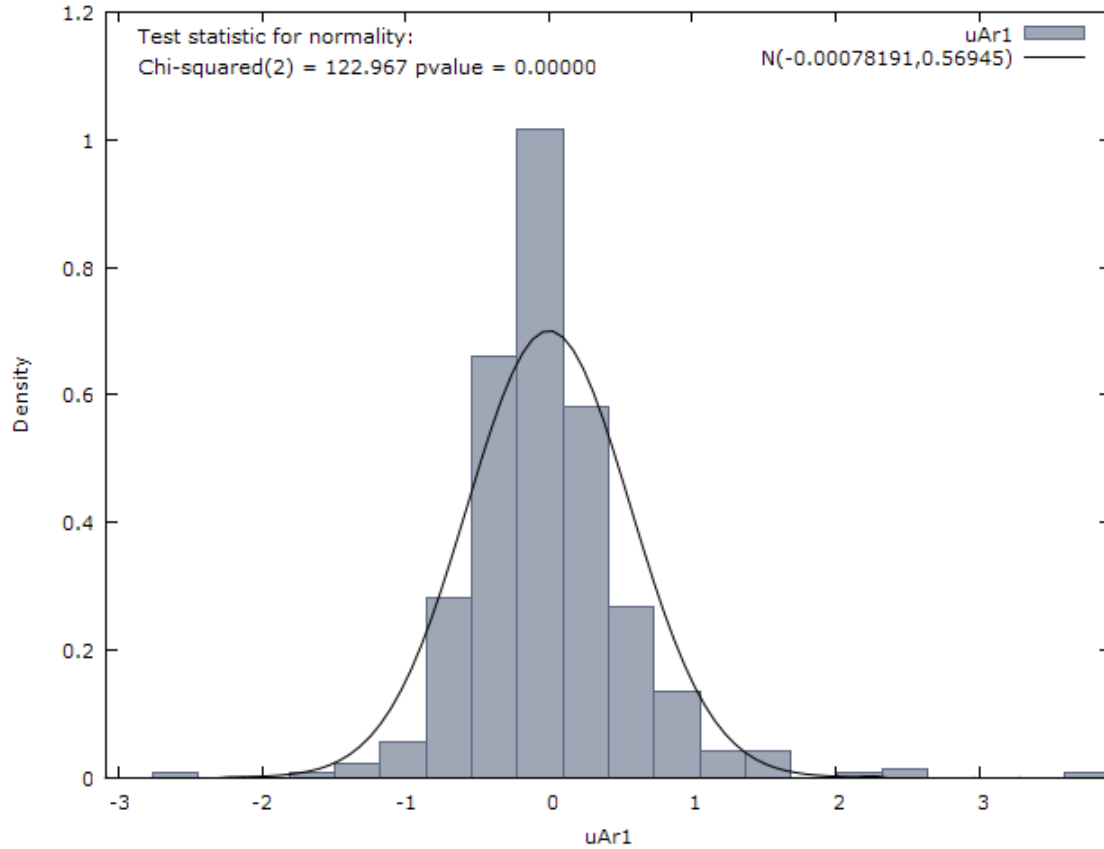
A7.3.3 Test normalità sui residui del modello Ar1

Test Normalità Residui
Test for normality of uAr1:
Doornik-Hansen test = 122.967, with p-value 1.98605e-027
Shapiro-Wilk W = 0.915611, with p-value 4.02161e-015
Lilliefors test = 0.0910377, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 924.293, with p-value 1.96043e-201

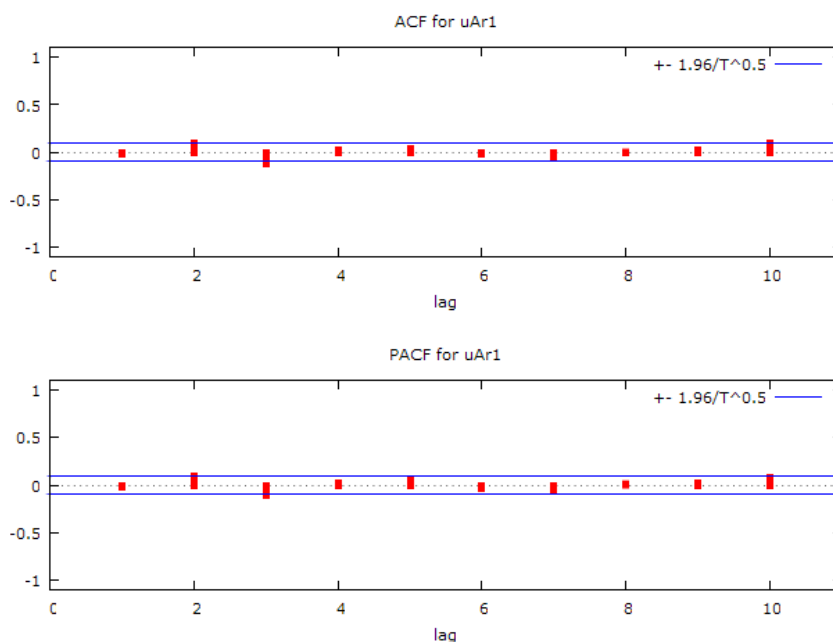
A7.3.4 Grafico andamento dei residui del modello Ar1



A7.3.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Ar1



A7.3.6 Grafico del correlogramma dei residui



A7.3.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Ar1

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uAr1					
LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.0191		-0.0191	0.1651	[0.685]
2	0.0972	**	0.0968	4.4330	[0.109]
3	-0.1184	**	-0.1159	10.7788	[0.013]
4	0.0289		0.0172	11.1582	[0.025]
5	0.0424		0.0667	11.9756	[0.035]
6	-0.0213		-0.0400	12.1824	[0.058]
7	-0.0629		-0.0703	13.9883	[0.051]
8	-0.0063		0.0123	14.0066	[0.082]
9	0.0153		0.0194	14.1140	[0.118]
10	0.0898	*	0.0740	17.8265	[0.058]

A7.3.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Ar1

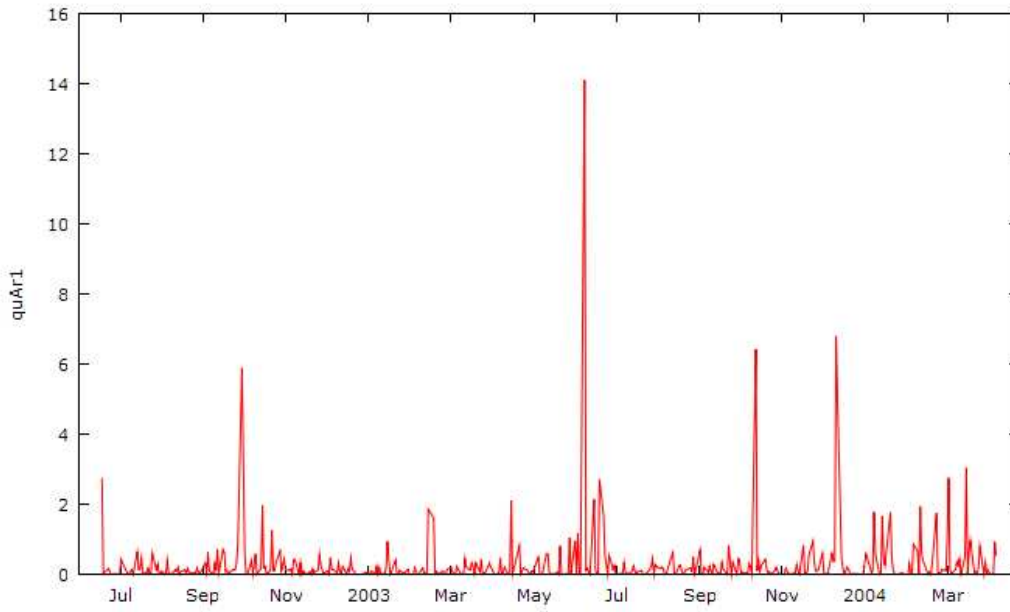
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uAr1 including one lag of (1-L)uAr1 sample size 446 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.012 estimated value of (a - 1): -0.920734 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -13.635$ asymptotic p-value 5.379e-029</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.012 estimated value of (a - 1): -0.920731 test statistic: $\tau_c(1) = -13.6202$ asymptotic p-value 6.373e-031</p>

```

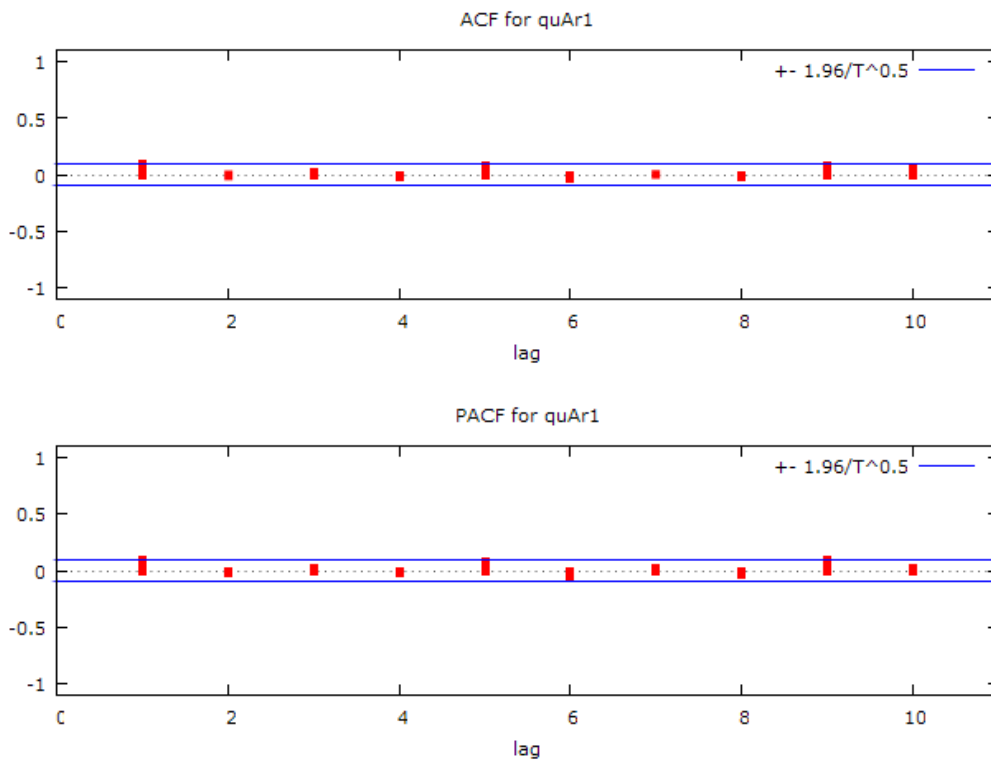
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.012
estimated value of (a - 1): -0.920792
test statistic: tau_ct(1) = -13.6052
asymptotic p-value 5.021e-036

```

A7.3.9 Grafico dell'andamento quadrati residui del modello Ar1



A7.3.10 Grafico correlogramma quadrati dei residui del modello Ar1



A7.3.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Ar1

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for quAr1					
LAG	ACF		PACF	Q-stat. [p-value]	
1	0.0918 *		0.0918 *	3.7980	[0.051]
2	-0.0124		-0.0210	3.8674	[0.145]
3	0.0231		0.0264	4.1084	[0.250]
4	-0.0153		-0.0204	4.2147	[0.378]
5	0.0759		0.0810 *	6.8395	[0.233]
6	-0.0385		-0.0556	7.5164	[0.276]
7	0.0040		0.0177	7.5238	[0.376]
8	-0.0272		-0.0367	7.8629	[0.447]
9	0.0801 *		0.0951 **	10.8121	[0.289]
10	0.0456		0.0172	11.7671	[0.301]

Appendice 8: Analisi del 3 sottocampione dei dati giornalieri (S3)

A8.1 Descrizione del campione

A8.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **8 Aprile 2004**
 Data Ultima Rilevazione: **5 Febbraio 2007**
 Numero Rilevazioni: **696**
 Cod Identificativo: **S3**

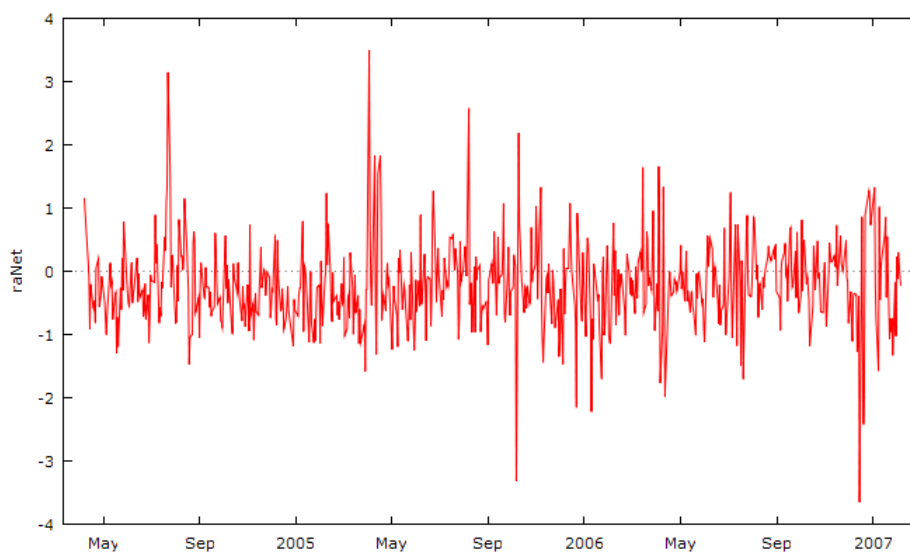
A8.1.2 Statistiche di Base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 04/04/08 - 07/02/05				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.21459	-0.24262	-3.6512	3.4947
rmNet	-0.26917	-0.29013	-6.2887	4.6024
SMB	0.039023	0.032640	-4.0957	3.0723
HML	-0.0036083	-0.020603	-9.9866	5.4658
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	0.66482	3.0981	0.39723	4.2800
rmNet	1.3305	4.9431	-0.015929	1.2112
SMB	0.89489	22.933	-0.18252	1.5186
HML	1.9656	544.74	-0.24045	0.92807

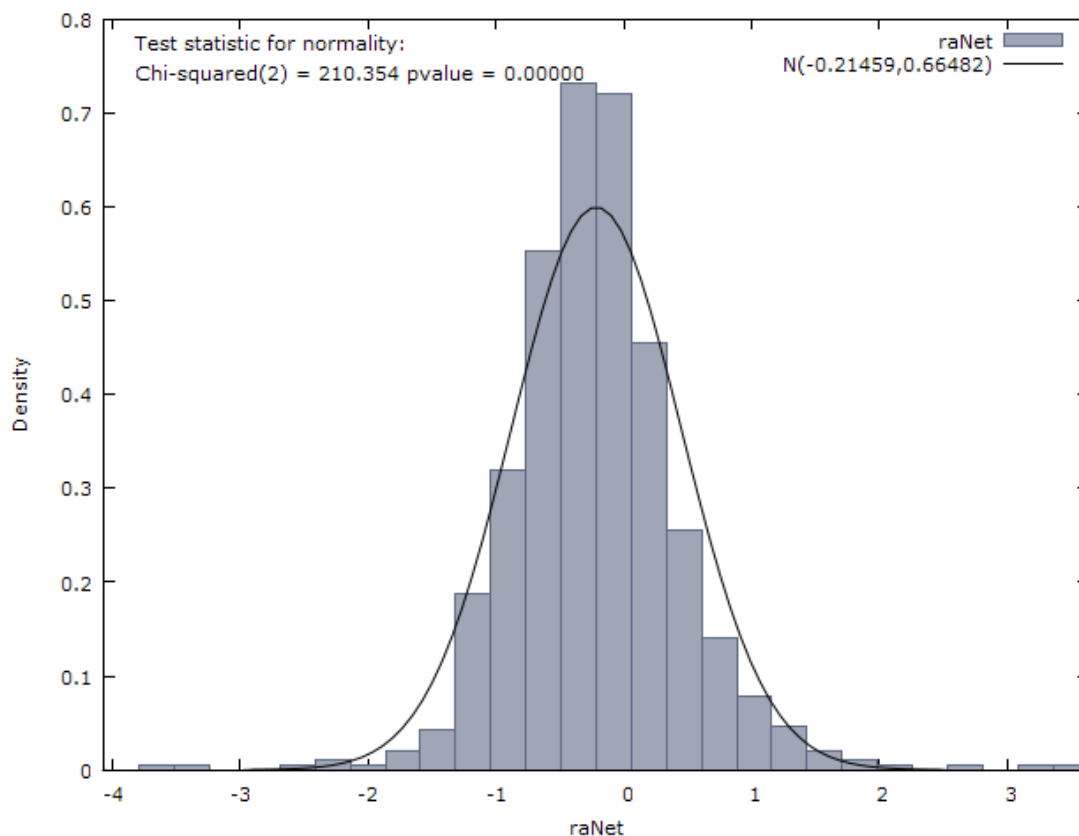
A8.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 04/04/08 - 07/02/05				
5% critical value (two-tailed) = 0.0743 for n = 696				
	raNet	rmNet	SMB	HML
raNet	1.0000			
rmNet	0.3733	1.0000		
SMB	0.1279	-0.2875	1.0000	
HML	-0.0921	-0.6600	-0.0139	1.0000

A8.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



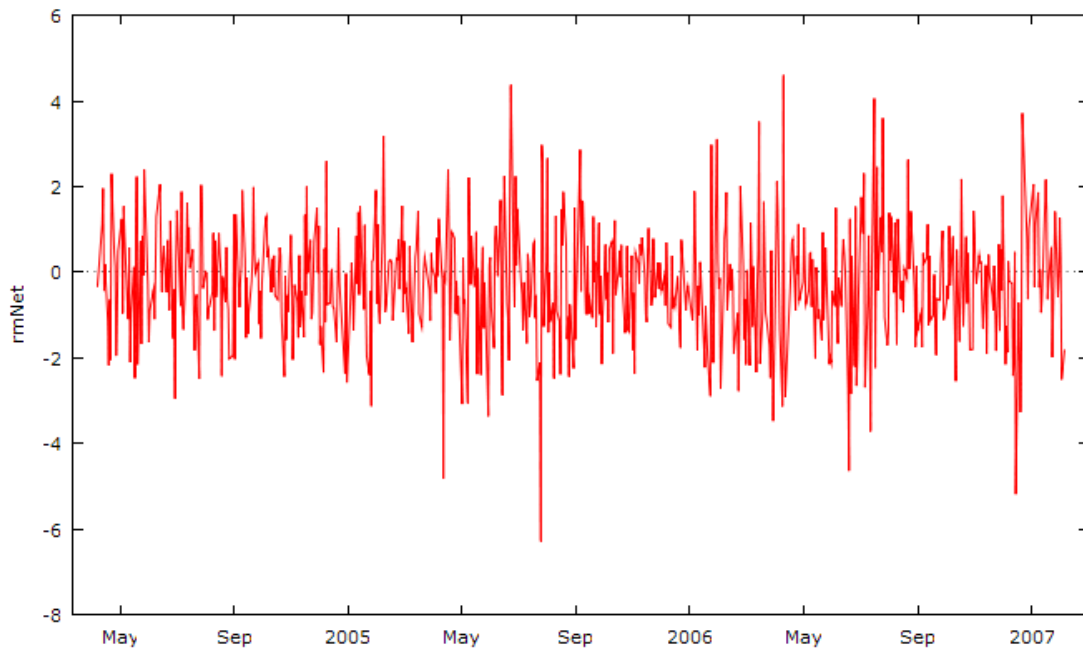
A8.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet con la normale



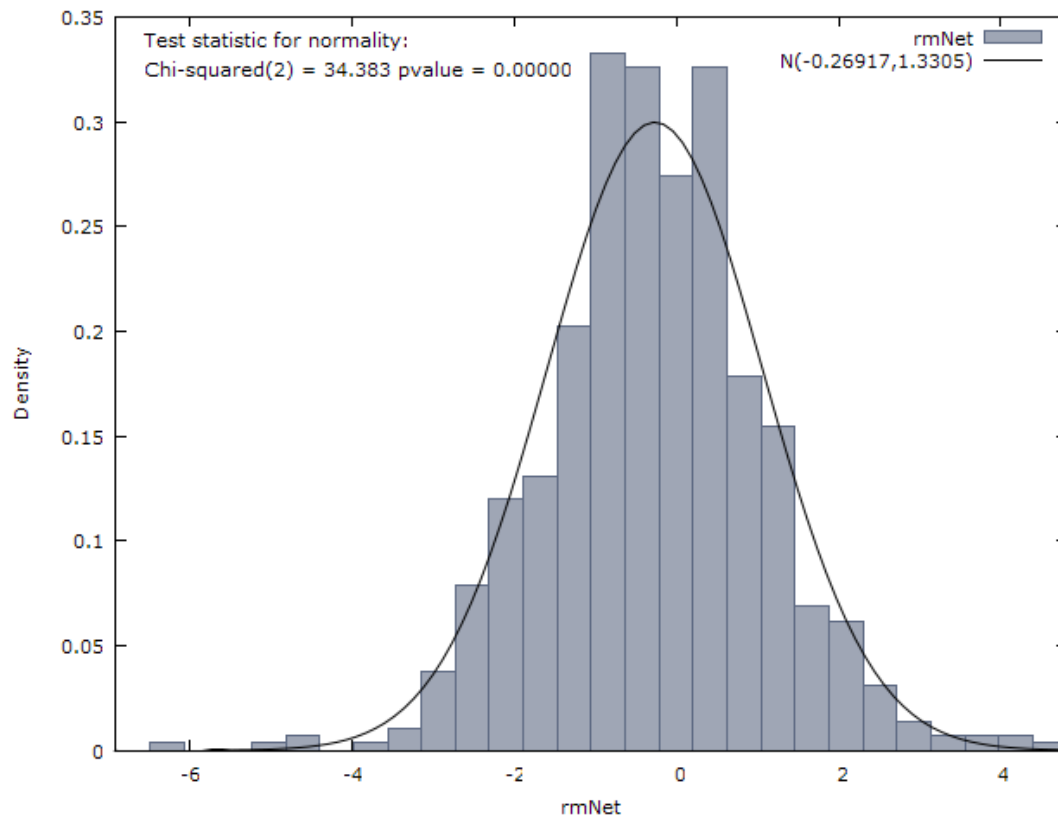
A8.1.6 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 694 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.005 estimated value of (a - 1): -0.662509 test statistic: tau_nc(1) = -14.7849 asymptotic p-value 1.076e-031</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of (a - 1): -0.777309 test statistic: tau_c(1) = -16.4716 asymptotic p-value 2.343e-039</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of (a - 1): -0.781698 test statistic: tau_ct(1) = -16.53 asymptotic p-value 6.014e-051</p>

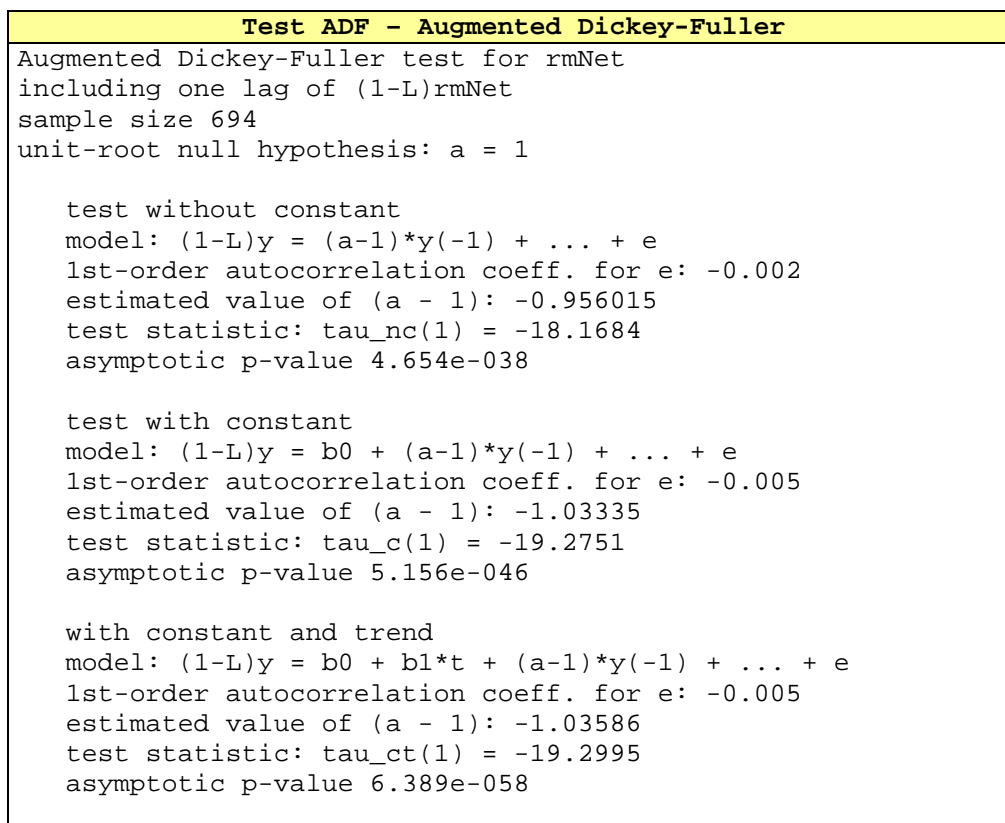
A8.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



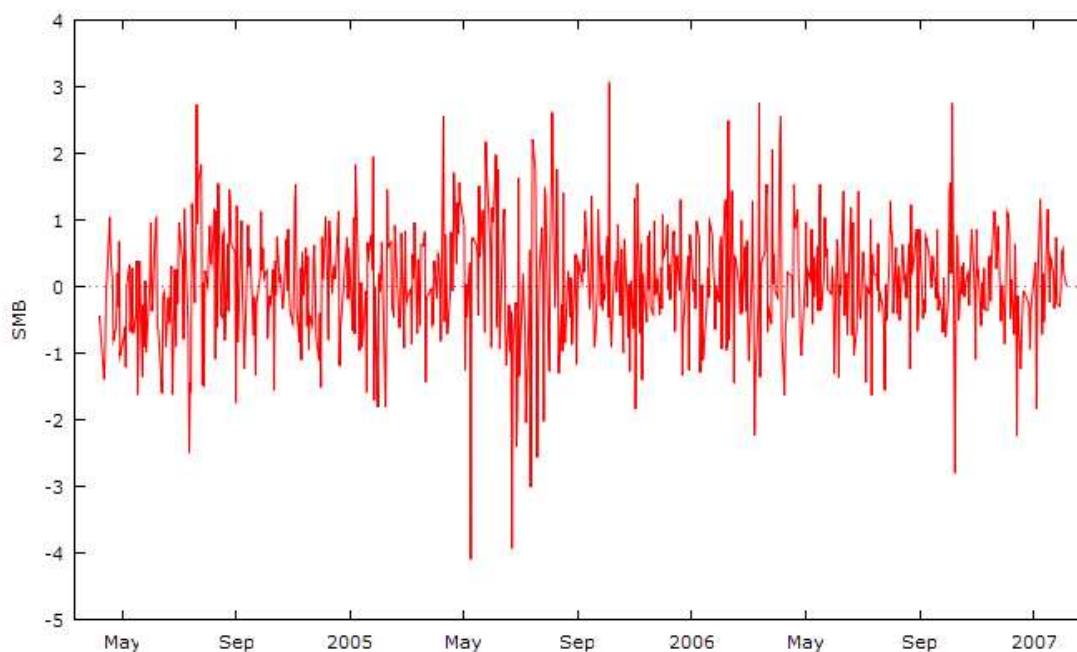
A8.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet con la normale



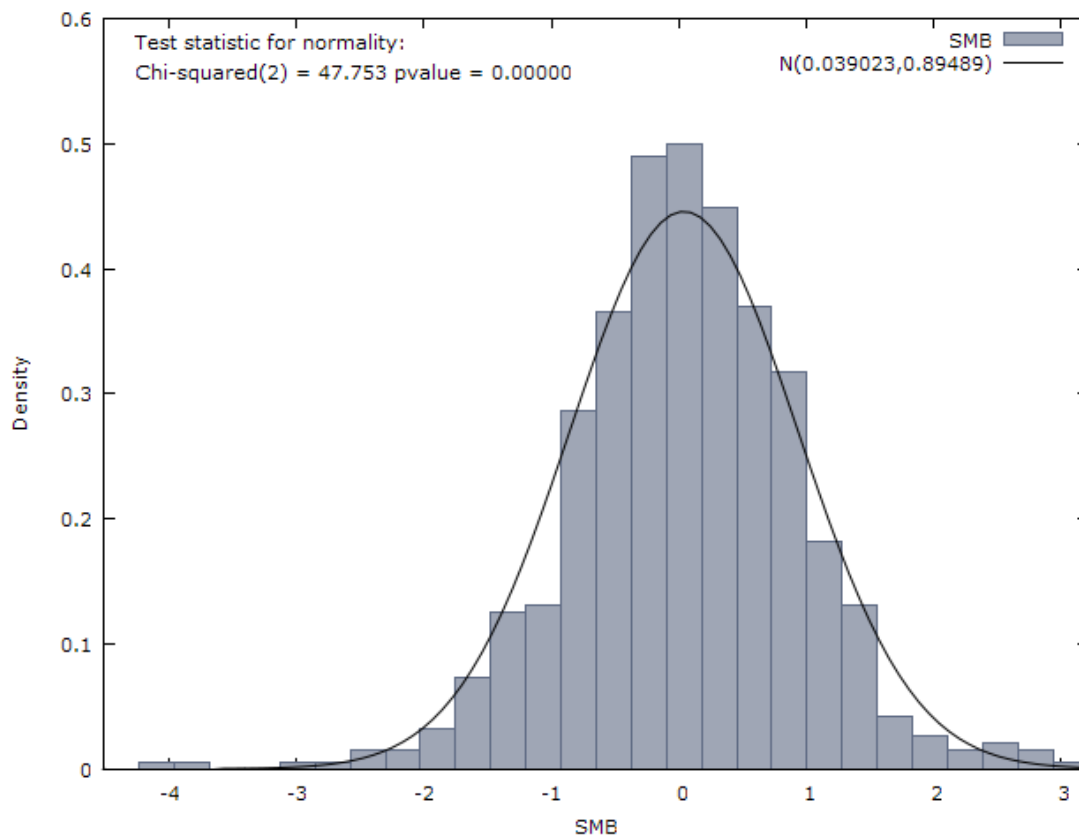
A8.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet



A8.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



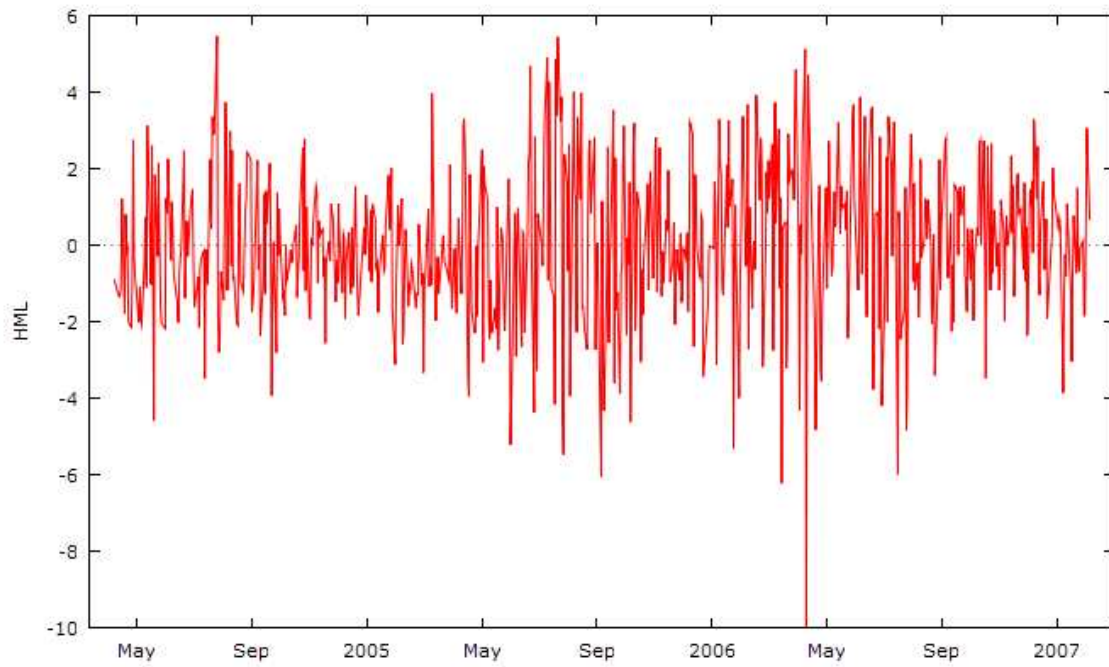
A8.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB con la normale



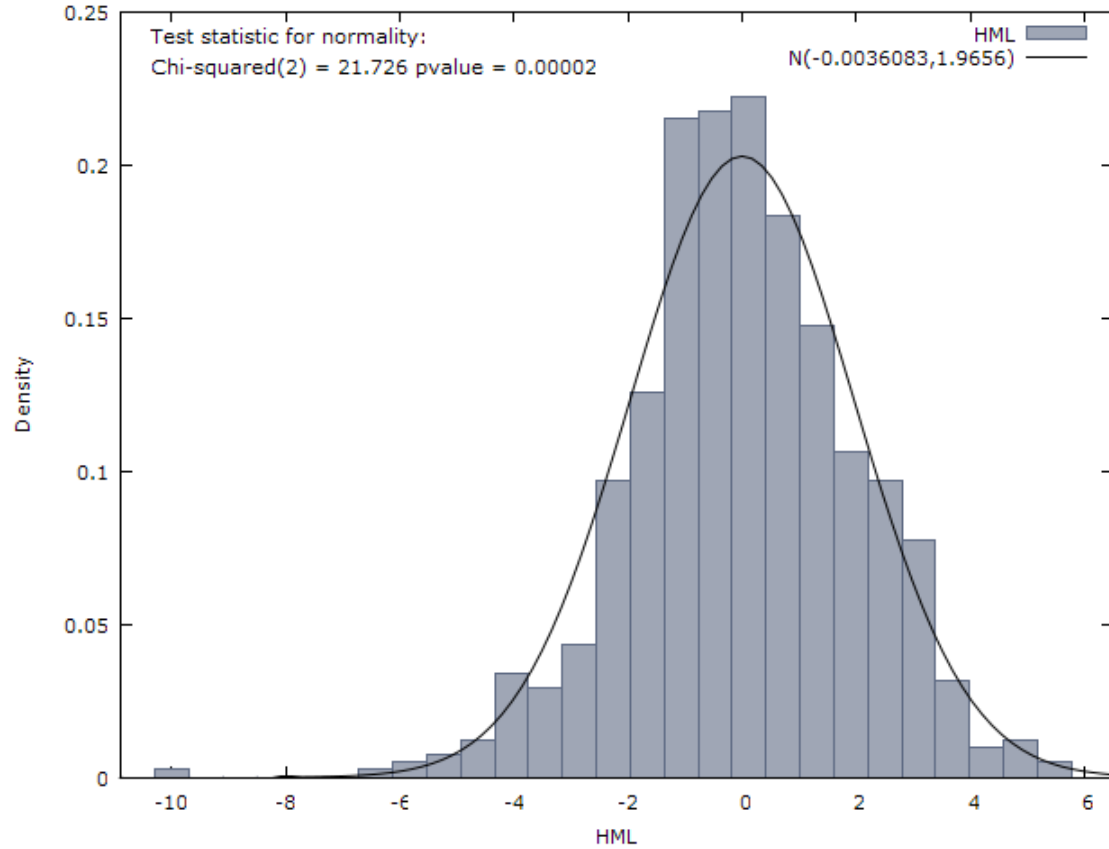
A8.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 694 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002 estimated value of (a - 1): -0.976683 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -18.2642$ asymptotic p-value 3.376e-038</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002 estimated value of (a - 1): -0.980669 test statistic: $\tau_c(1) = -18.3097$ asymptotic p-value 6.003e-044</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002 estimated value of (a - 1): -0.985811 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -18.3613$ asymptotic p-value 6.389e-058</p>

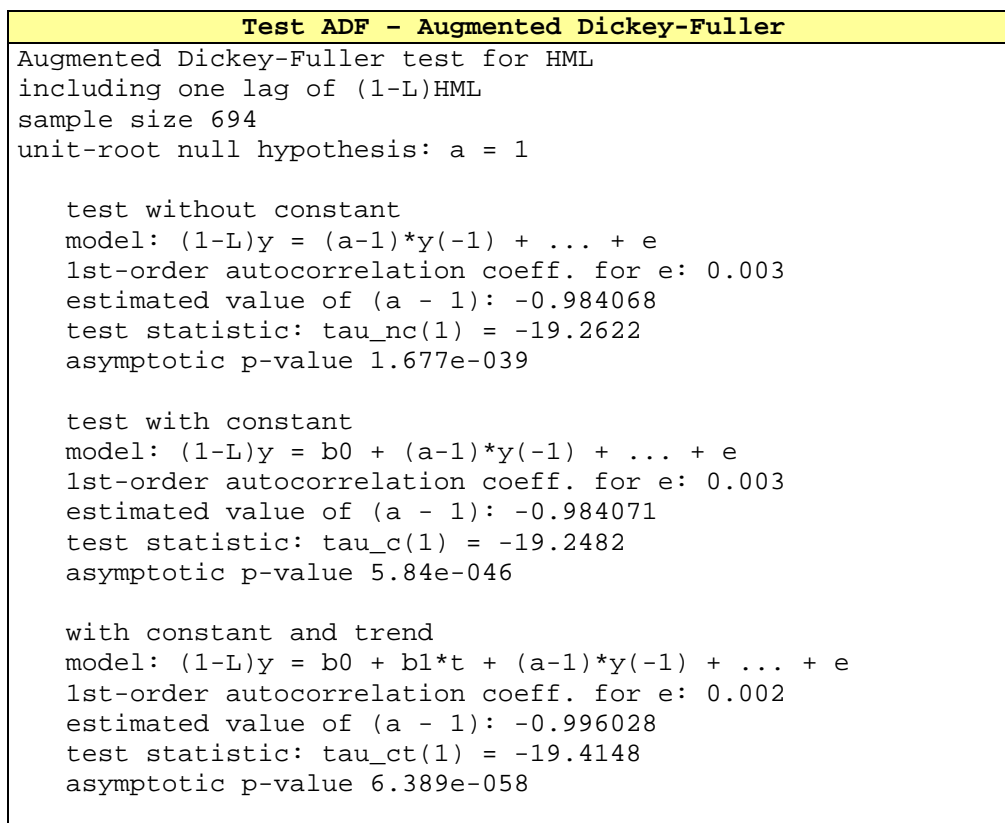
A8.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



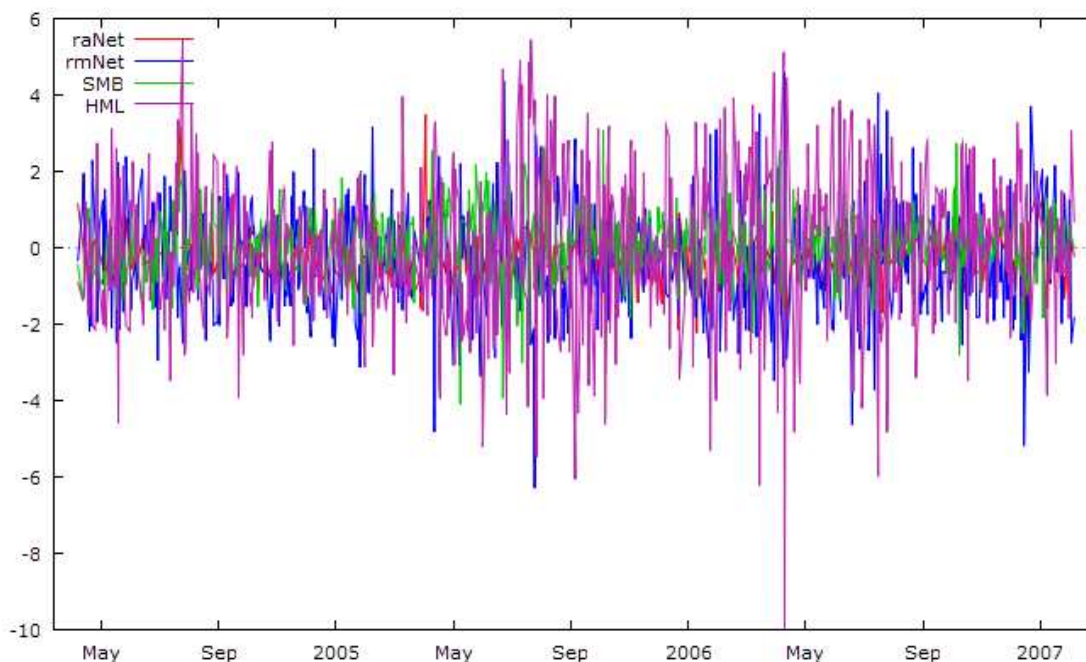
A8.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML con la normale



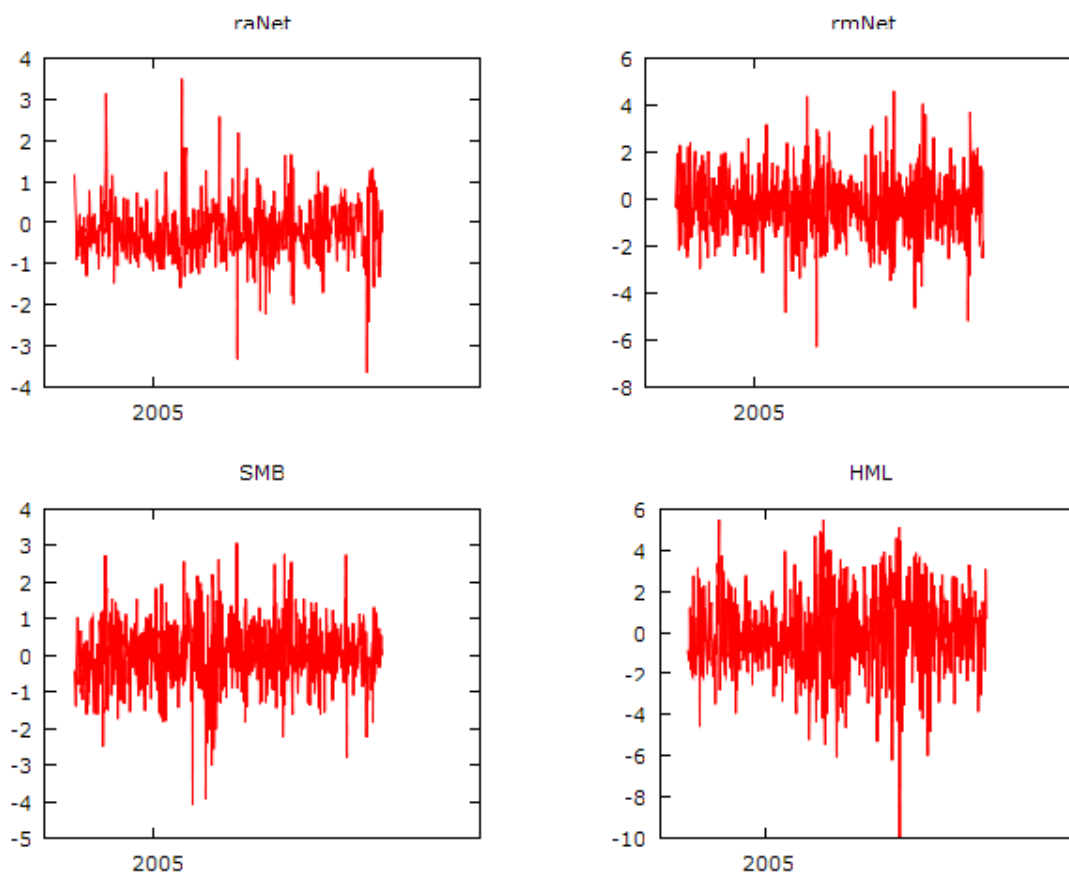
A8.1.15 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente HML



A8.1.16 Andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A8.1.17 Andamento dell'insieme delle variabili



A8.2 Individuazione della forma del modello

A8.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

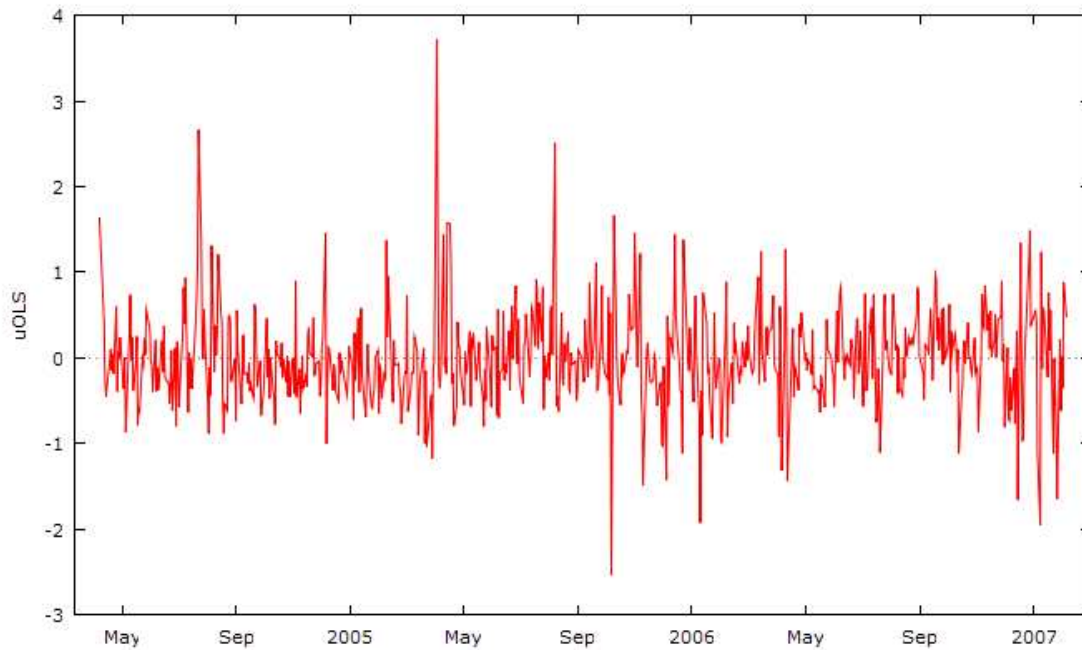
A8.2.2 Stima del modello OLS completo

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 696 observations 04/04/08-07/02/05				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.125248	0.0222236	-5.636	2.54e-08 ***
rmNet	0.367242	0.0233229	15.75	5.68e-048 ***
SMB	0.256097	0.0260532	9.830	1.96e-021 ***
HML	0.134538	0.0151226	8.897	4.99e-018 ***
Mean dependent var	-0.214590	S.D. dependent var	0.664820	
Sum squared resid	220.6066	S.E. of regression	0.564620	
R-squared	0.281832	Adjusted R-squared	0.278718	
F(3, 692)	90.52091	P-value(F)	2.01e-49	
Log-likelihood	-587.7402	Akaike criterion	1183.480	
Schwarz criterion	1201.662	Hannan-Quinn	1190.510	
rho	0.184265	Durbin-Watson	1.618746	

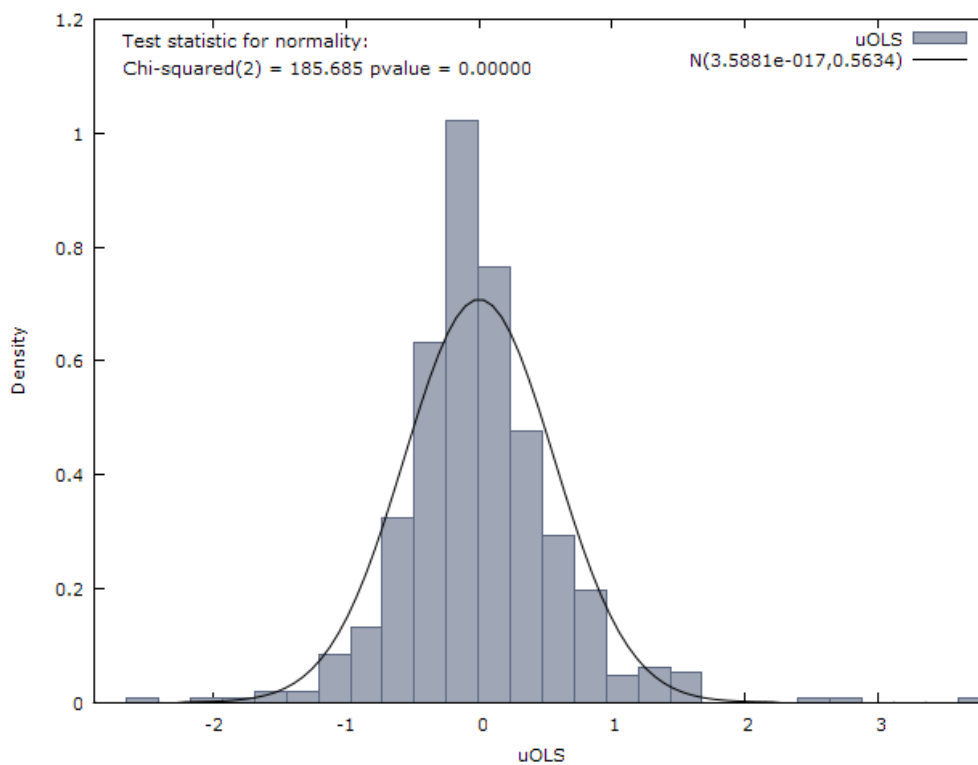
A8.2.3 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normalità Residui
Test for normality of uOLS: Doornik-Hansen test = 185.685, with p-value 4.77595e-041 Shapiro-Wilk W = 0.949863, with p-value 1.26331e-014 Lilliefors test = 0.0678339, with p-value ≈ 0 Jarque-Bera test = 670.686, with p-value 2.30374e-146

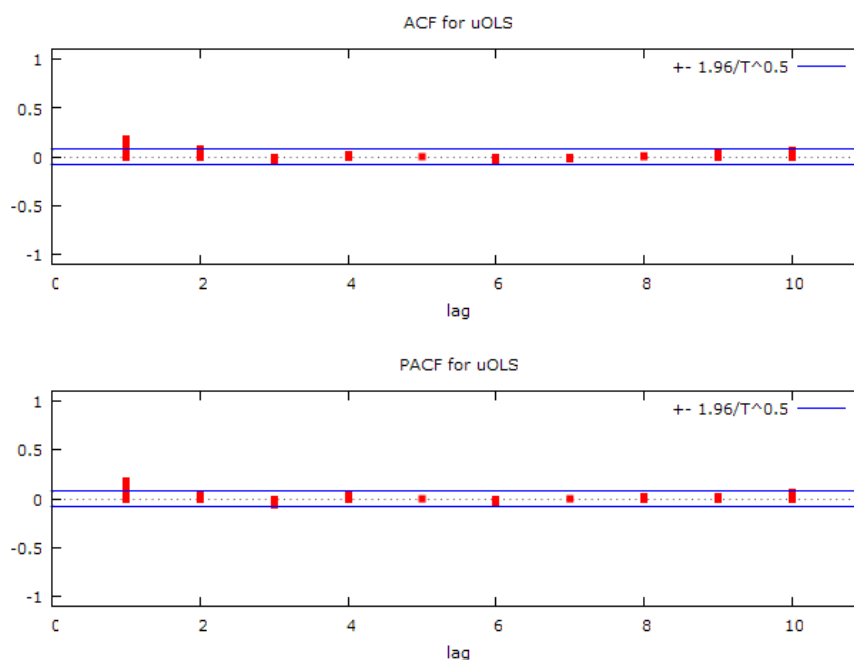
A8.2.4 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A8.2.5 Grafico distribuzione residui modello OLS rispetto normdist



A8.2.6 Grafico del correlogramma dei residui



A8.2.7 Funzione di autocorrelazione dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uOLS						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1841	***	0.1841	***	23.6841	[0.000]
2	0.0881	**	0.0561		29.1184	[0.000]
3	-0.0370		-0.0650	*	30.0767	[0.000]
4	0.0252		0.0394		30.5216	[0.000]
5	0.0013		-0.0019		30.5227	[0.000]
6	-0.0372		-0.0468		31.4955	[0.000]
7	-0.0202		-0.0022		31.7832	[0.000]
8	0.0097		0.0205		31.8498	[0.000]
9	0.0363		0.0292		32.7836	[0.000]
10	0.0709	*	0.0607		36.3457	[0.000]

A8.2.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

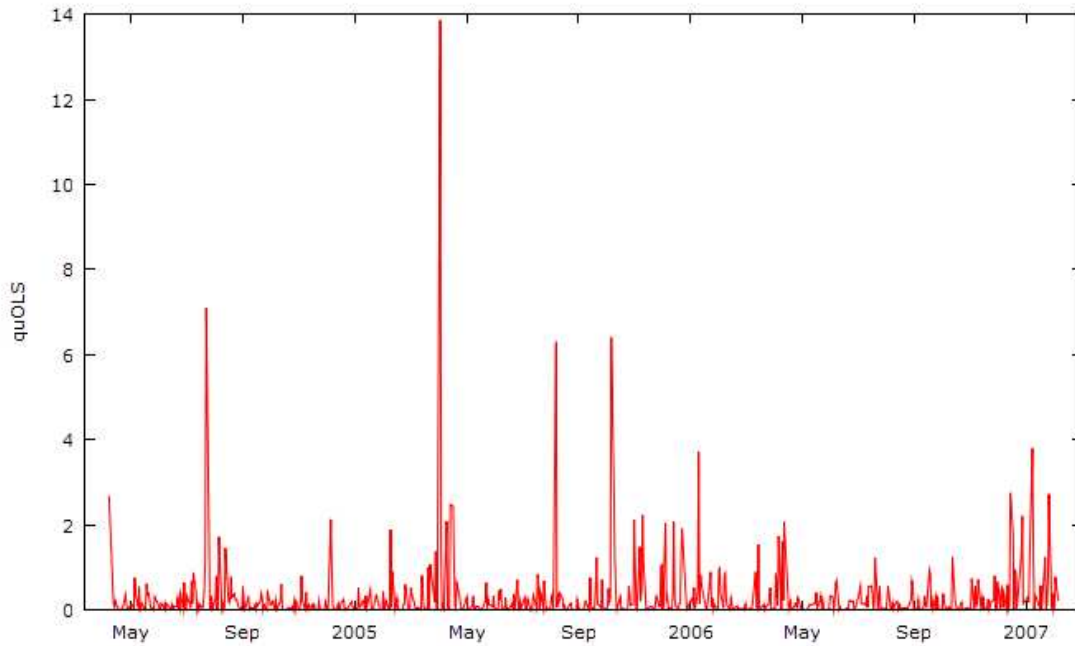
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uOLS including one lag of (1-L)uOLS sample size 694 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004 estimated value of (a - 1): -0.770086 test statistic: tau_nc(1) = -15.9118 asymptotic p-value 4.216e-034</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004 estimated value of (a - 1): -0.770117 test statistic: tau_c(1) = -15.9008 asymptotic p-value 8.88e-038</p>

```

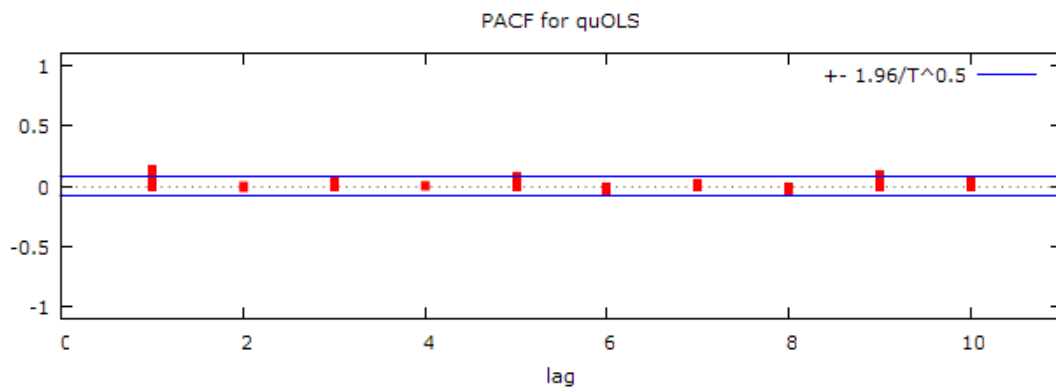
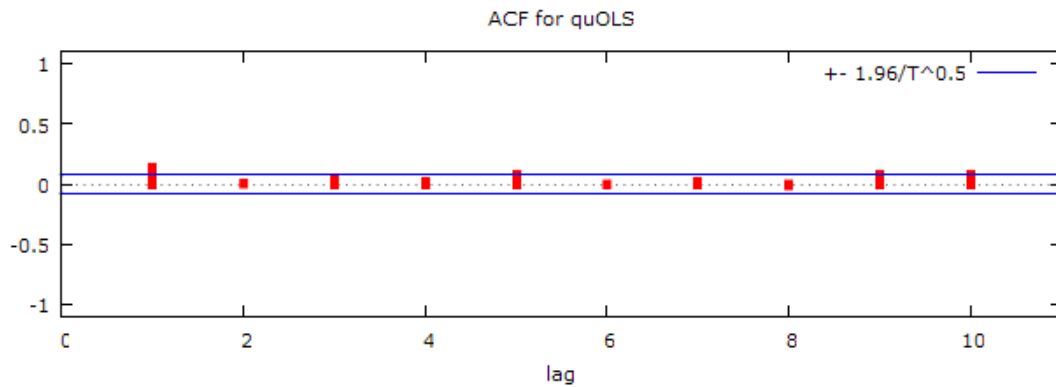
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004
estimated value of (a - 1): -0.772346
test statistic: tau_ct(1) = -15.9289
asymptotic p-value 8.396e-048

```

A8.2.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello OLS



A8.2.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui OLS



A8.2.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quOLS						
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]	
1	0.1242	***	0.1242	***	6.9606	[0.008]
2	-0.0050		-0.0207		6.9718	[0.031]
3	0.0290		0.0327		7.3529	[0.061]
4	-0.0046		-0.0127		7.3626	[0.118]
5	0.0680		0.0723		9.4656	[0.092]
6	-0.0368		-0.0571		10.0849	[0.121]
7	0.0065		0.0223		10.1044	[0.183]
8	-0.0211		-0.0321		10.3093	[0.244]
9	0.0824	*	0.0976	**	13.4247	[0.144]
10	0.0939	**	0.0633		17.4814	[0.064]

A8.3.1 Stima modello Ar1

Stima modello Ar1					
Function evaluations: 53 Evaluations of gradient: 9					
Ar1:					
ARMAX estimates using the 696 observations 04/04/08-07/02/05					
Estimated using Kalman filter (exact ML)					
Dependent variable: raNet					
Standard errors based on Hessian					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.128907	0.0265769	-4.850	1.23e-06	***
phi_1	0.191639	0.0379307	5.052	4.36e-07	***
rmNet	0.349073	0.0230515	15.14	8.40e-052	***
SMB	0.241652	0.0255594	9.455	3.24e-021	***
HML	0.123874	0.0150523	8.230	1.88e-016	***
Mean dependent var	-0.214590	S.D. dependent var	0.664820		
Mean of innovations	-0.000444	S.D. of innovations	0.552956		
Log-likelihood	-575.2359	Akaike criterion	1162.472		
Schwarz criterion	1189.744	Hannan-Quinn	1173.017		
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
AR					
Root 1	5.2181	0.0000	5.2181	0.0000	
-----	-----	-----	-----	-----	-----

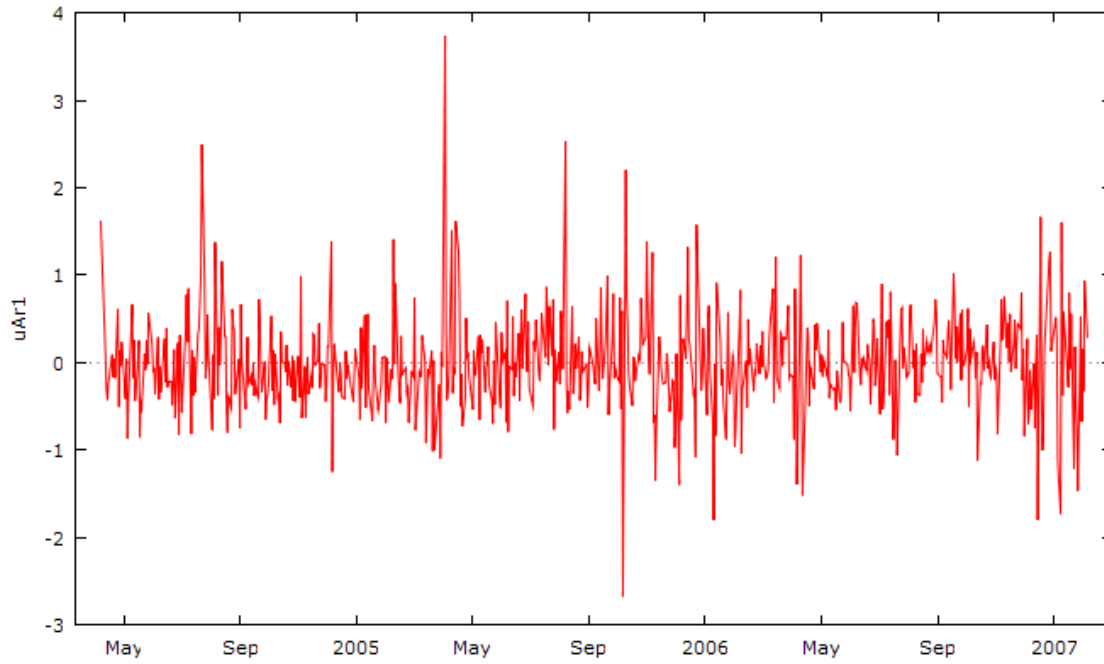
A8.3.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t + \sum_{i=1}^1 \phi y_{t-i}$$

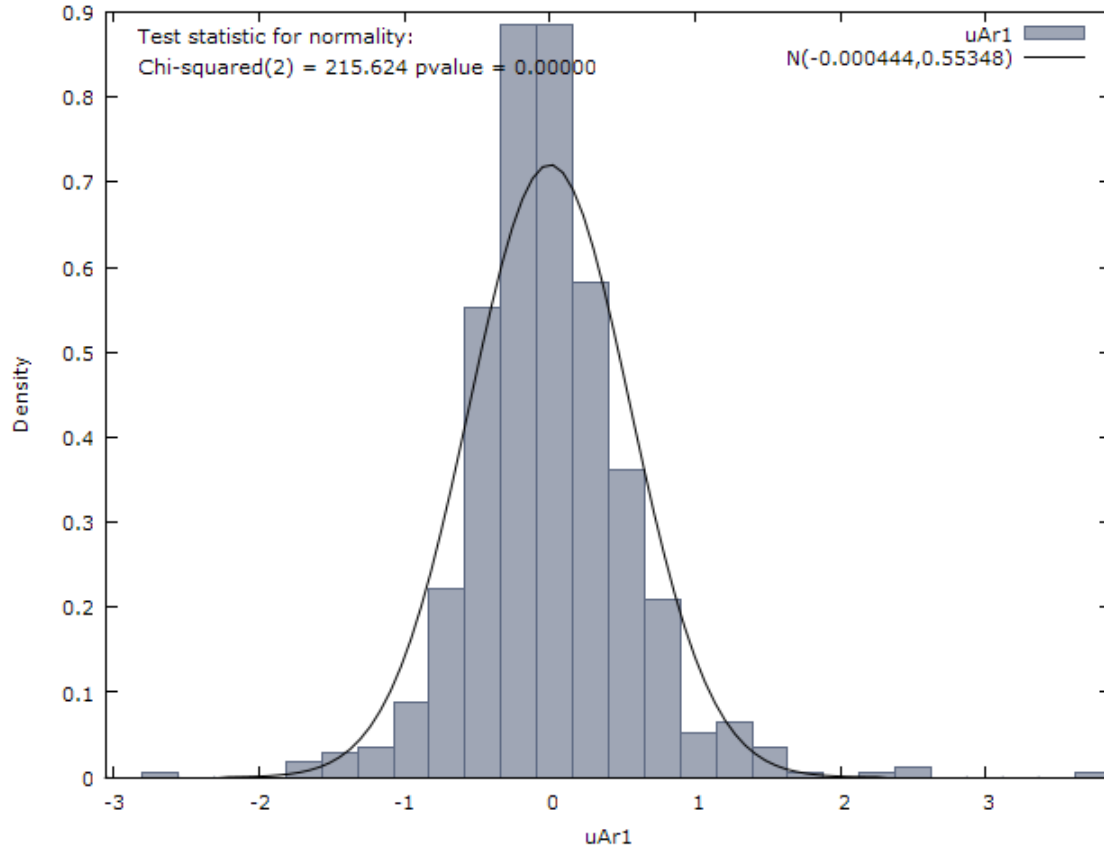
A8.3.3 Test normalità sui residui del modello Ar1

Test Normalità Residui
Test for normality of uAr1:
Doornik-Hansen test = 215.624, with p-value 1.5064e-047
Shapiro-Wilk W = 0.943831, with p-value 1.42151e-015
Lilliefors test = 0.0655435, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 844.42, with p-value 4.33106e-184

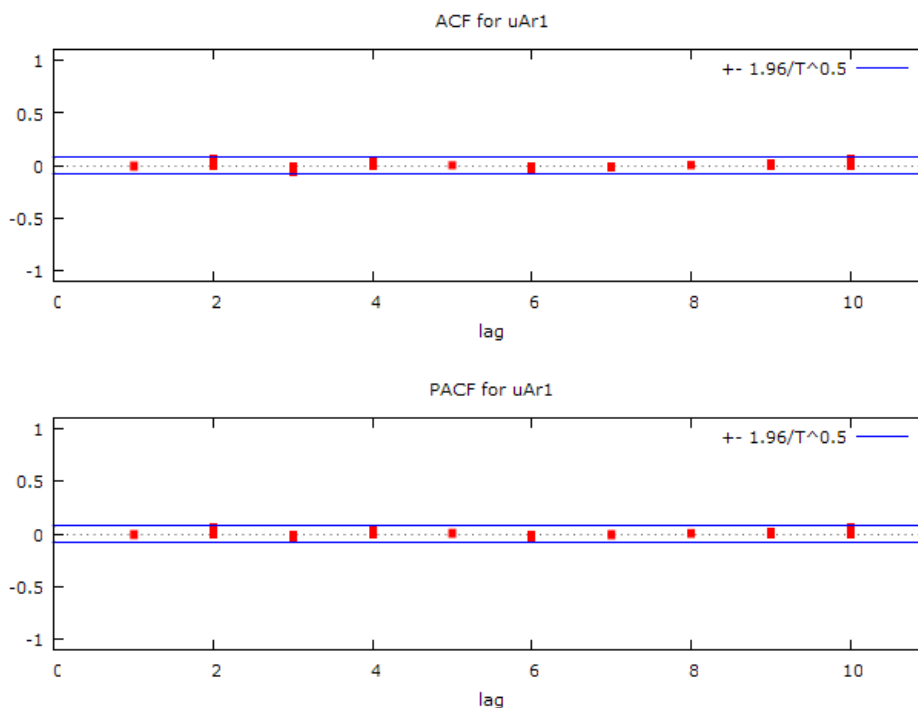
A8.3.4 Grafico andamento dei residui del modello Ar1



A8.3.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Ar1



A8.3.6 Grafico del correlogramma dei residui



A8.3.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Ar1

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uAr1					
LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.0130		-0.0130	0.1180	[0.731]
2	0.0669	*	0.0667	3.2499	[0.197]
3	-0.0584		-0.0570	5.6429	[0.130]
4	0.0375		0.0321	6.6317	[0.157]
5	0.0037		0.0120	6.6412	[0.249]
6	-0.0370		-0.0452	7.6058	[0.268]
7	-0.0165		-0.0142	7.7969	[0.351]
8	0.0056		0.0106	7.8190	[0.451]
9	0.0233		0.0203	8.2038	[0.514]
10	0.0670	*	0.0681	11.3813	[0.329]

A8.3.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Ar1

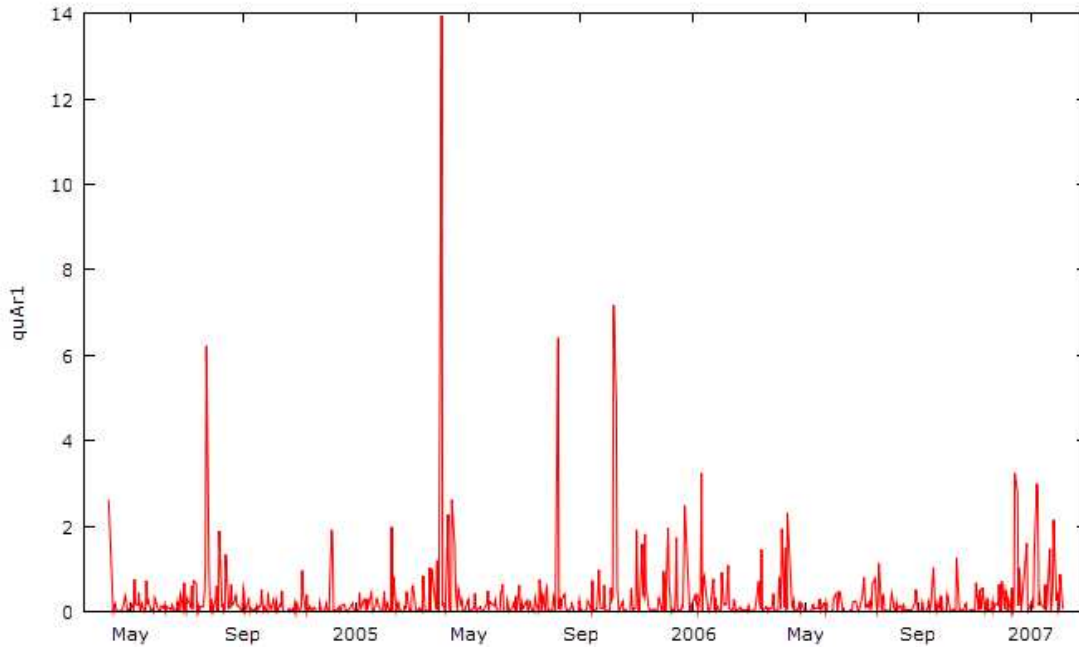
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uAr1 including one lag of (1-L)uAr1 sample size 694 unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004 estimated value of (a - 1): -0.945743 test statistic: tau_nc(1) = -17.5384 asymptotic p-value 4.422e-037
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004 estimated value of (a - 1): -0.945793 test statistic: tau_c(1) = -17.5265 asymptotic p-value 4.326e-042

```

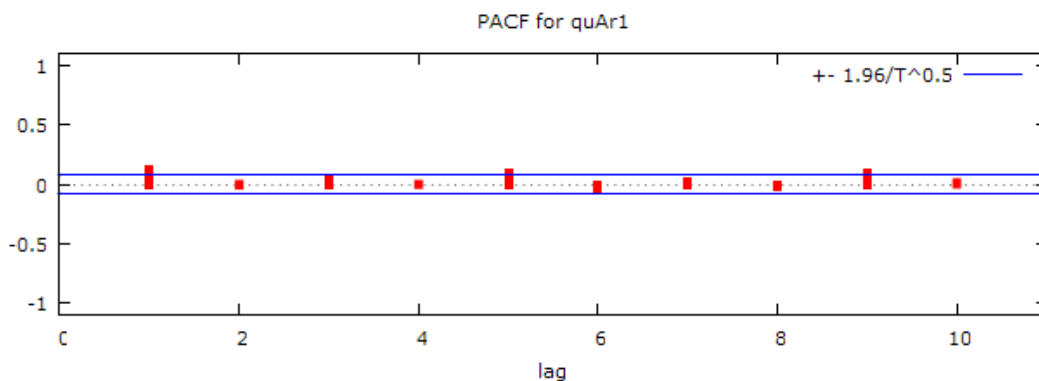
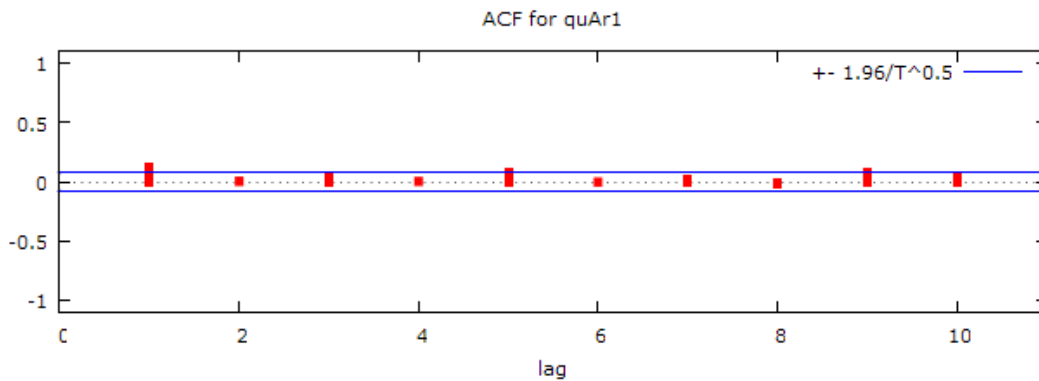
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004
estimated value of (a - 1): -0.948398
test statistic: tau_ct(1) = -17.5563
asymptotic p-value 2.256e-056

```

A8.3.9 Grafico dell'andamento quadrati dei residui del modello Ar1



A8.3.10 Grafico correlogramma dei quadrati dei residui Ar1



A8.3.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Ar1

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for quAr1						
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]	
1	0.1235	***	0.1235	***	10.6651	[0.001]
2	0.0073		-0.0081		10.7020	[0.005]
3	0.0339		0.0345		11.5060	[0.009]
4	0.0050		-0.0034		11.5236	[0.021]
5	0.0886	**	0.0900	**	17.0395	[0.004]
6	-0.0058		-0.0298		17.0631	[0.009]
7	0.0182		0.0243		17.2961	[0.016]
8	-0.0161		-0.0285		17.4797	[0.025]
9	0.0816	**	0.0921	**	22.1841	[0.008]
10	0.0462		0.0142		23.6961	[0.008]

A8.4.1 Stima modello Arch1

Stima modello Arch1					
Arch1:					
WLS (ARCH) estimates using the 695 observations 04/04/13-07/02/05					
Dependent variable: raNet					
Variable used as weight: 1/sigma					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
rmNet	0.404831	0.0225358	17.96	1.63e-059	***
SMB	0.265888	0.0261701	10.16	1.07e-022	***
HML	0.147893	0.0149301	9.906	1.01e-021	***
alpha(0)	0.288441	0.0319465	9.029	1.70e-018	***
alpha(1)	0.121032	0.0375239	3.225	0.0013	***
Statistics based on the weighted data:					
Sum squared resid	691.3758	S.E. of regression	0.999549		
R-squared	0.252599	Adjusted R-squared	0.250439		
F(3, 692)	77.95857	P-value(F)	1.88e-43		
Log-likelihood	-984.3454	Akaike criterion	1974.691		
Schwarz criterion	1988.323	Hannan-Quinn	1979.962		
rho	0.209931	Durbin-Watson	1.579408		
Statistics based on the original data:					
Mean dependent var	-0.216553	S.D. dependent var	0.663277		
Sum squared resid	228.4166	S.E. of regression	0.574527		

A8.4.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

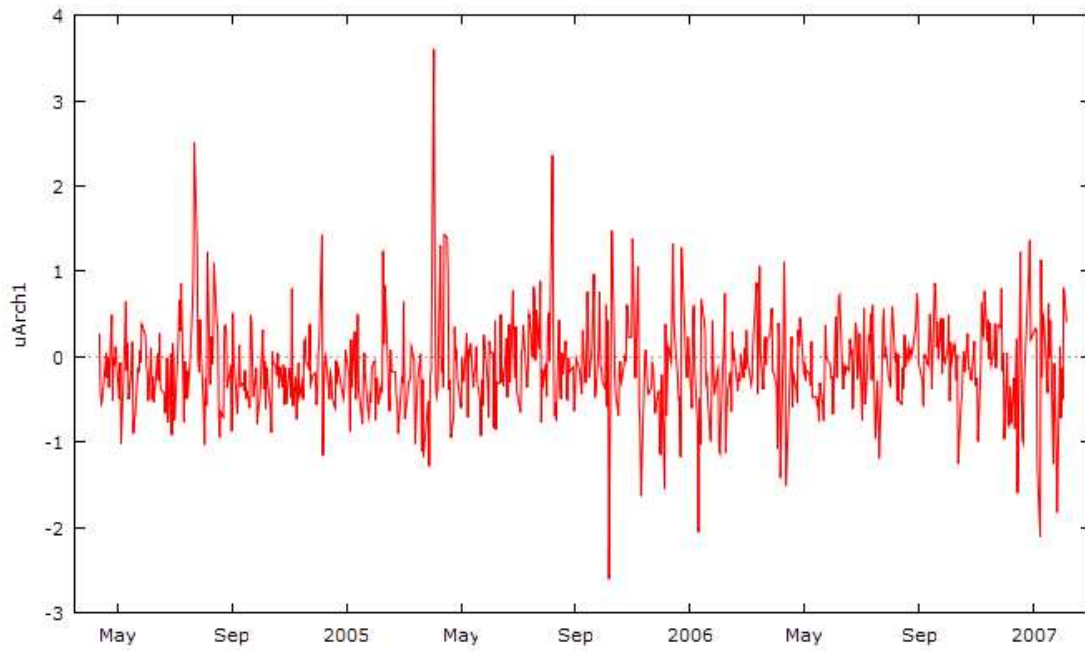
$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

$$e_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

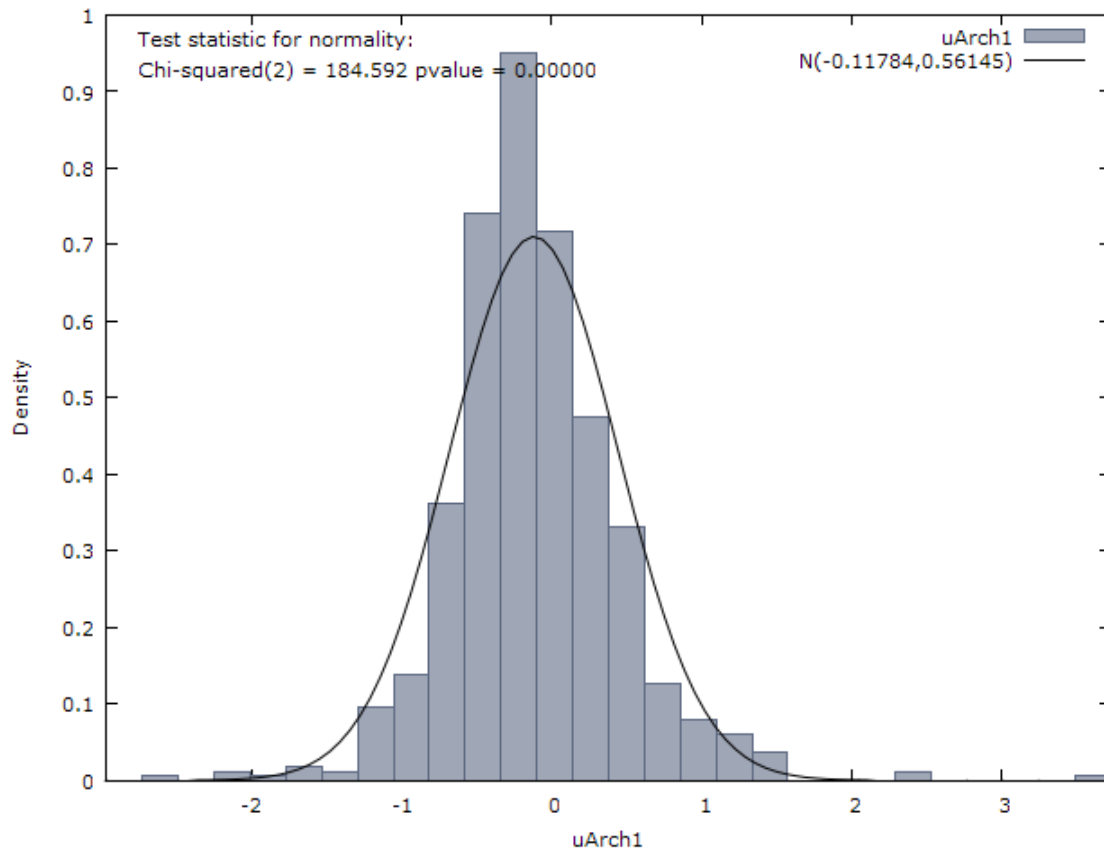
A8.4.3 Test normalità sui residui del modello Arch1

Test Normalità Residui
Test for normality of uArch1:
Doornik-Hansen test = 184.592, with p-value 8.24693e-041
Shapiro-Wilk W = 0.952646, with p-value 3.78512e-014
Lilliefors test = 0.0642832, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 641.094, with p-value 6.14091e-140

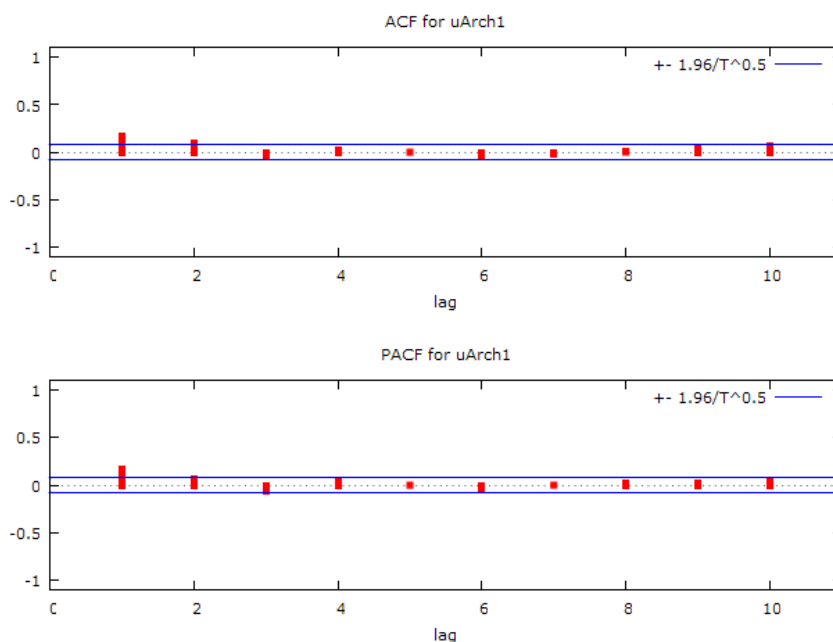
A8.4.4 Grafico andamento dei residui del modello Arch1



A8.4.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Arch1



A8.4.6 Grafico del correlogramma dei residui



A8.4.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Arch1

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uArch1						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1745	***	0.1745	***	21.2511	[0.000]
2	0.0908	**	0.0623		27.0183	[0.000]
3	-0.0411		-0.0692	*	28.2018	[0.000]
4	0.0212		0.0348		28.5164	[0.000]
5	-0.0016		-0.0016		28.5181	[0.000]
6	-0.0373		-0.0463		29.4939	[0.000]
7	-0.0180		-0.0008		29.7210	[0.000]
8	0.0091		0.0193		29.7795	[0.000]
9	0.0365		0.0295		30.7177	[0.000]
10	0.0626	*	0.0523		33.4881	[0.000]

A8.4.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Arch1

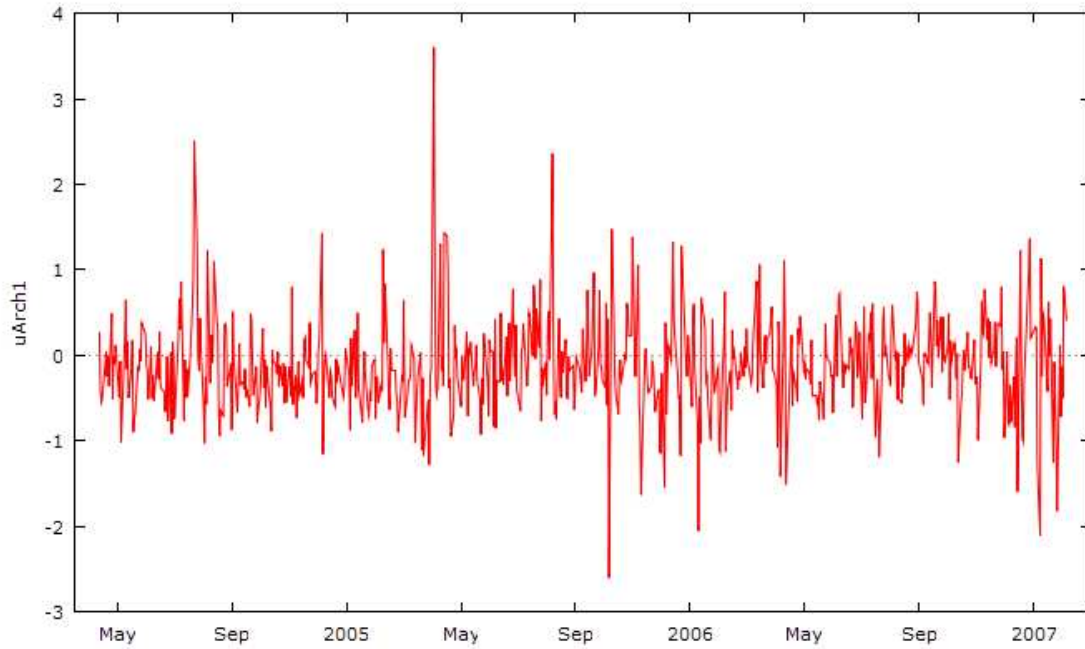
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uArch1 including one lag of (1-L)uArch1 sample size 693 unit-root null hypothesis: a = 1 test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003 estimated value of (a - 1): -0.718046 test statistic: tau_nc(1) = -15.0621 asymptotic p-value 2.608e-032
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004 estimated value of (a - 1): -0.772672 test statistic: tau_c(1) = -15.798 asymptotic p-value 1.735e-037

```

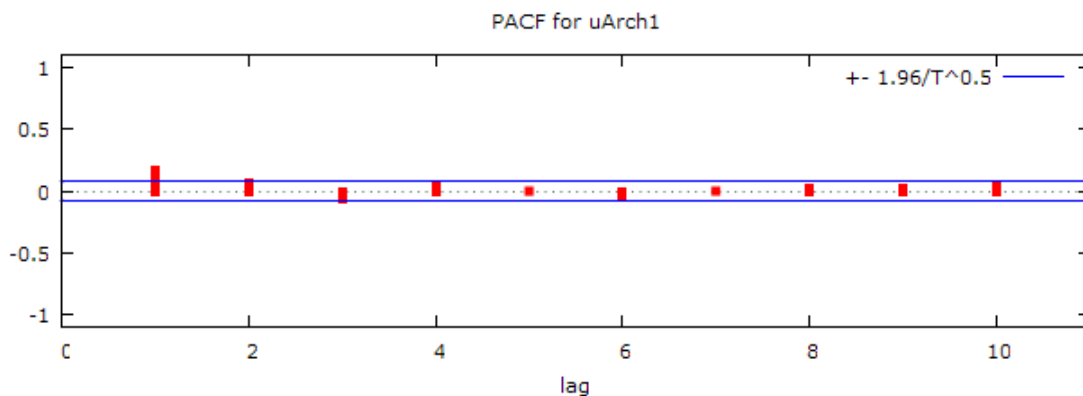
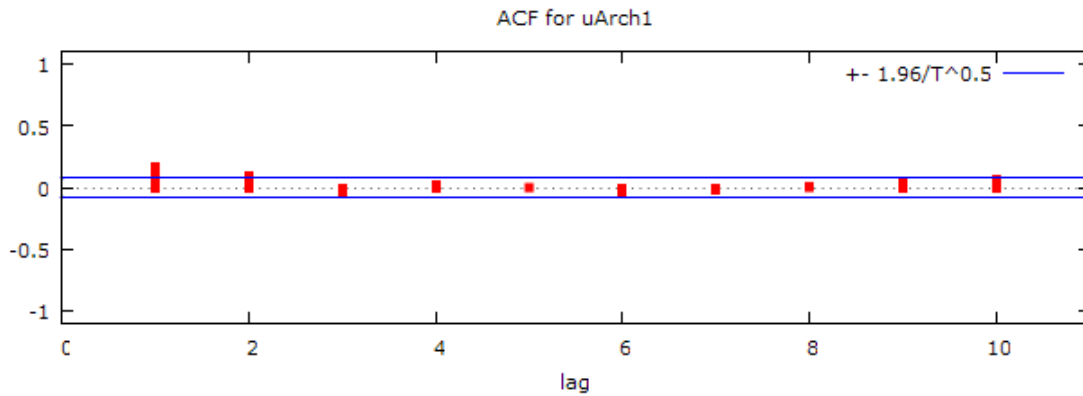
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004
estimated value of (a - 1): -0.774929
test statistic: tau_ct(1) = -15.8215
asymptotic p-value 3.04e-047

```

A8.4.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello Arch1



A8.4.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Arch1



A8.4.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Arch1

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uArch1						
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]	
1	0.1745	***	0.1745	***	21.2511	[0.000]
2	0.0908	**	0.0623		27.0183	[0.000]
3	-0.0411		-0.0692	*	28.2018	[0.000]
4	0.0212		0.0348		28.5164	[0.000]
5	-0.0016		-0.0016		28.5181	[0.000]
6	-0.0373		-0.0463		29.4939	[0.000]
7	-0.0180		-0.0008		29.7210	[0.000]
8	0.0091		0.0193		29.7795	[0.000]
9	0.0365		0.0295		30.7177	[0.000]
10	0.0626	*	0.0523		33.4881	[0.000]

A8.5.1 Stima modello Garch11

Stima modello Garch11					
Function evaluations: 48					
Evaluations of gradient: 14					
Garch11:					
GARCH estimates using the 696 observations 04/04/08-07/02/05					
Dependent variable: raNet					
Standard errors based on Hessian					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.390906	0.0217420	17.98	2.83e-072	***
SMB	0.263038	0.0251994	10.44	1.66e-025	***
HML	0.137639	0.0145069	9.488	2.36e-021	***
alpha(0)	0.0404315	0.0173704	2.328	0.0199	**
alpha(1)	0.126294	0.0448644	2.815	0.0049	***
beta(1)	0.758277	0.0806892	9.398	5.59e-021	***
Mean dependent var	-0.214590	S.D. dependent var	0.664820		
Log-likelihood	-585.5477	Akaike criterion	1185.095		
Schwarz criterion	1216.913	Hannan-Quinn	1197.398		
Unconditional error variance = 0.35027					
Likelihood ratio test for (G)ARCH terms:					
Chi-square(2) = 35.6193 [1.84231e-008]					

A8.5.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

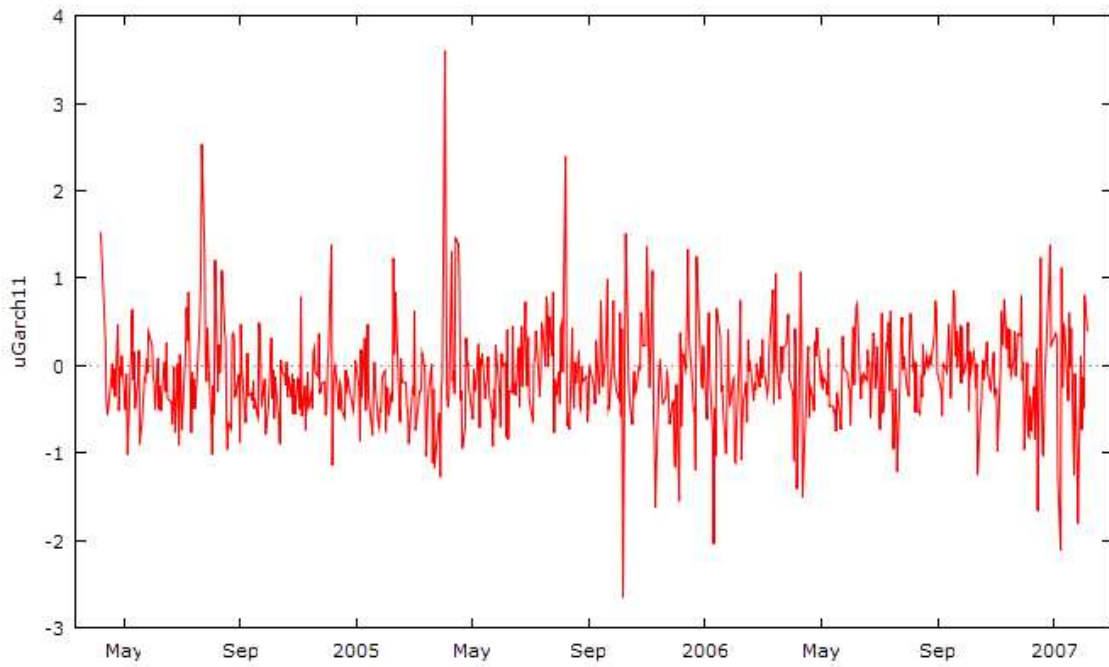
$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2) + \sum_{i=1}^1 (\beta_i * \sigma_{t-i}^2)$$

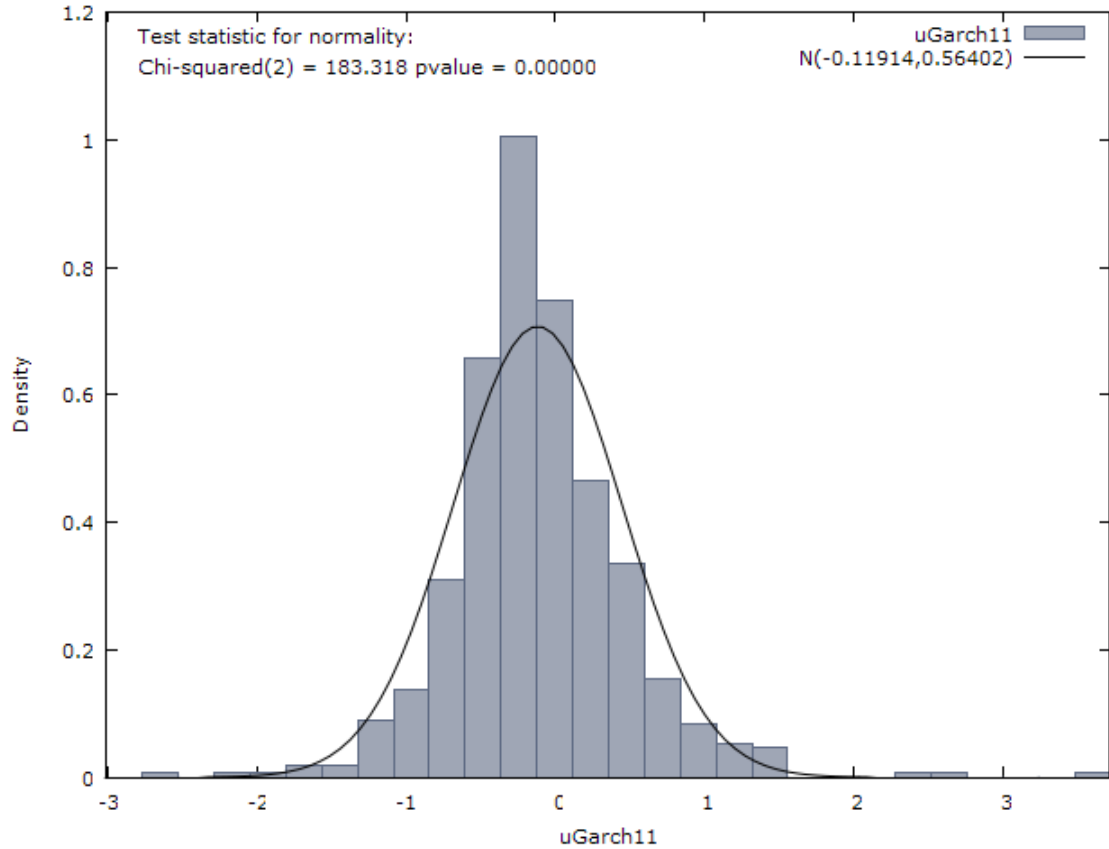
A8.5.3 Test normalità sui residui del modello Garch11

Test Normalità Residui
Test for normality of uGarch11:
Doornik-Hansen test = 183.318, with p-value 1.55981e-040
Shapiro-Wilk W = 0.950932, with p-value 1.89571e-014
Lilliefors test = 0.0651466, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 654.194, with p-value 8.77985e-143

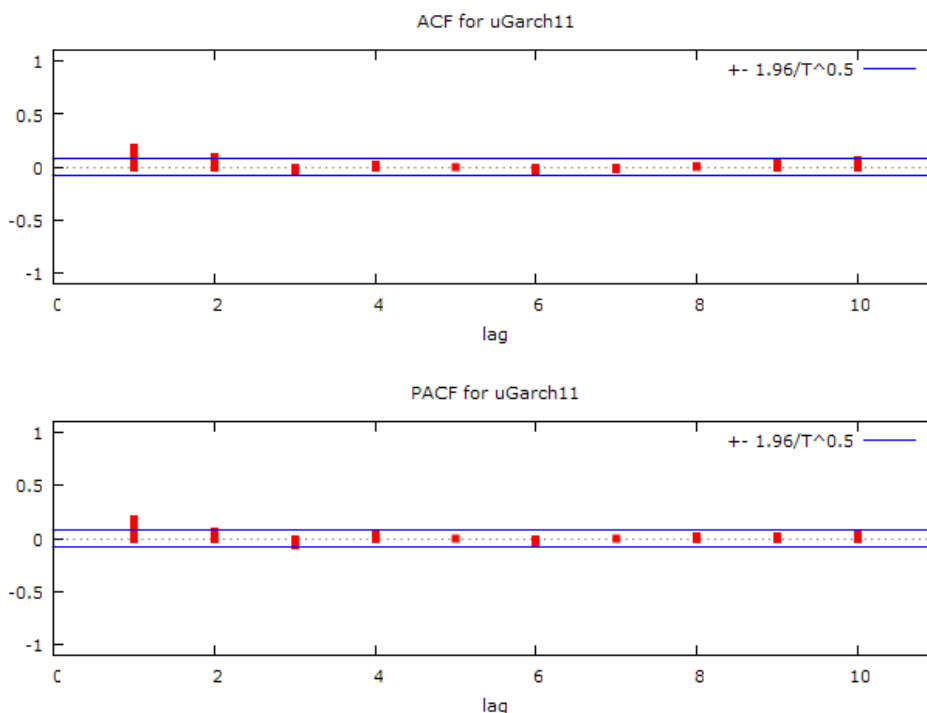
A8.5.4 Grafico andamento dei residui del modello Garch11



A8.5.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Garch11



A8.5.6 Grafico del correlogramma dei residui



A8.5.7 Funzione autocorrelazione dei residui Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uGarch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1792	***	0.1792	***	22.4468	[0.000]
2	0.0917	**	0.0615		28.3300	[0.000]
3	-0.0401		-0.0690	*	29.4582	[0.000]
4	0.0214		0.0354		29.7804	[0.000]
5	-0.0018		-0.0022		29.7826	[0.000]
6	-0.0361		-0.0450		30.6986	[0.000]
7	-0.0188		-0.0017		30.9481	[0.000]
8	0.0104		0.0208		31.0240	[0.000]
9	0.0361		0.0289		31.9462	[0.000]
10	0.0679	*	0.0573		35.2067	[0.000]

A8.5.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Garch11

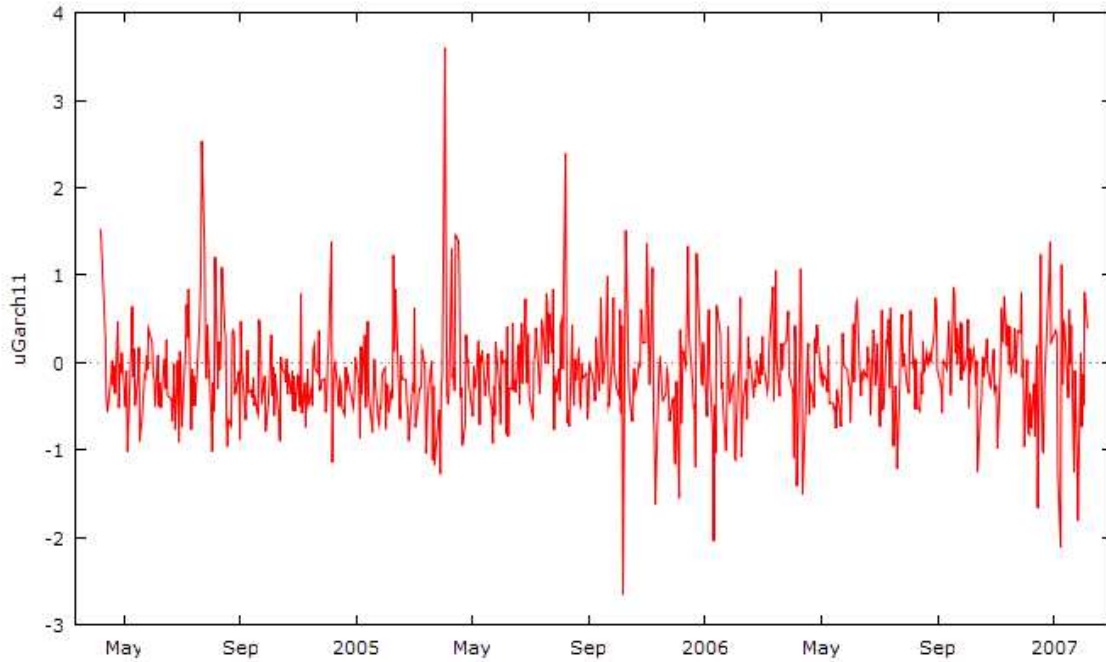
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uGarch11 including one lag of (1-L)uGarch11 sample size 694 unit-root null hypothesis: a = 1 test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004 estimated value of (a - 1): -0.713121 test statistic: tau_nc(1) = -15.0641 asymptotic p-value 2.582e-032
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.005 estimated value of (a - 1): -0.770098 test statistic: tau_c(1) = -15.8544 asymptotic p-value 1.201e-037

```

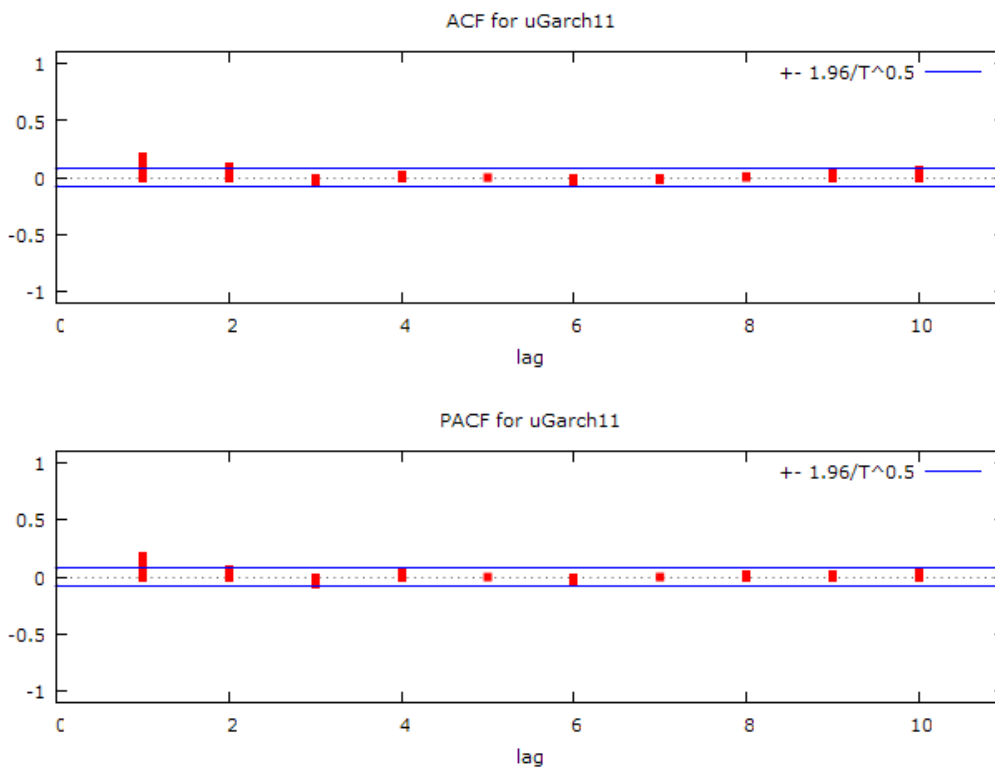
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.005
estimated value of (a - 1): -0.772394
test statistic: tau_ct(1) = -15.8837
asymptotic p-value 1.444e-047

```

A8.5.9 Grafico dell'andamento dei quadrati dei residui Garch11



A8.5.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Garch11



A8.5.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Garch11

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uGarch11						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1792	***	0.1792	***	22.4468	[0.000]
2	0.0917	**	0.0615		28.3300	[0.000]
3	-0.0401		-0.0690	*	29.4582	[0.000]
4	0.0214		0.0354		29.7804	[0.000]
5	-0.0018		-0.0022		29.7826	[0.000]
6	-0.0361		-0.0450		30.6986	[0.000]
7	-0.0188		-0.0017		30.9481	[0.000]
8	0.0104		0.0208		31.0240	[0.000]
9	0.0361		0.0289		31.9462	[0.000]
10	0.0679	*	0.0573		35.2067	[0.000]

A8.9.1 Stima modello Ar1-Arch1

Stima modello Ar1-Arch1				
Mean: ARMAX(1,0,4); Variance: GARCH(0,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 7				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
AR(1)	0.06077	0.031009	1.9598	0.02501 **
Regress(1)	0.052066	0.030489	1.7077	0.04385 **
Regress(2)	0.78045	0.047586	16.4009	0.00000 ***
Regress(3)	0.38366	0.065121	5.8914	0.00000 ***
Regress(4)	0.48565	0.077495	6.2668	0.00000 ***
K	0.53803	0.024902	21.6055	0.00000 ***
ARCH(1)	0.10545	0.030033	3.5111	0.00022 ***
LLF = -804.8103				
AIC = 1611.6 (1.6116e+003)				
BIC = 1616.2 (1.6162e+003)				
Provo a togliere la costante				
Mean: ARMAX(1,0,3); Variance: GARCH(0,1)				
Conditional Probability Distribution: Gaussian				
Number of Model Parameters Estimated: 6				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
AR(1)	0.06532	0.030824	2.1191	0.01704 **
Regress(1)	0.77687	0.046944	16.5488	0.00000 ***
Regress(2)	0.39383	0.065035	6.0557	0.00000 ***
Regress(3)	0.49996	0.076684	6.5197	0.00000 ***
K	0.54472	0.025025	21.7667	0.00000 ***
ARCH(1)	0.09581	0.030756	3.1152	0.00092 ***
LLF = -806.3995				
AIC = 1614.8 (1.6148e+003)				
BIC = 1619.3 (1.6193e+003)				

A8.9.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

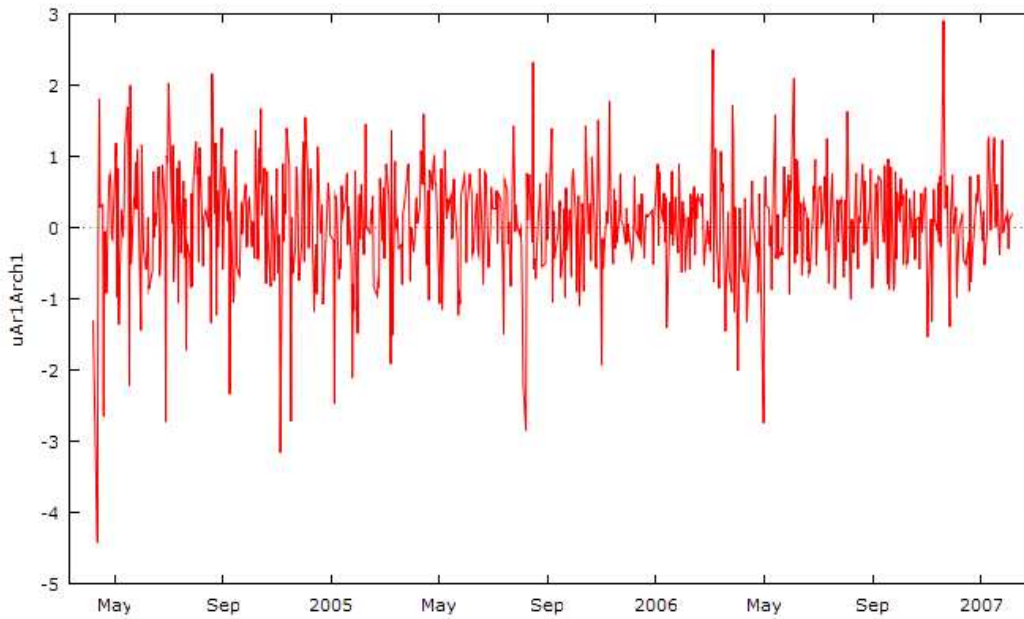
$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t + \sum_{i=1}^1 \phi y_{t-i}$$

$$e_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

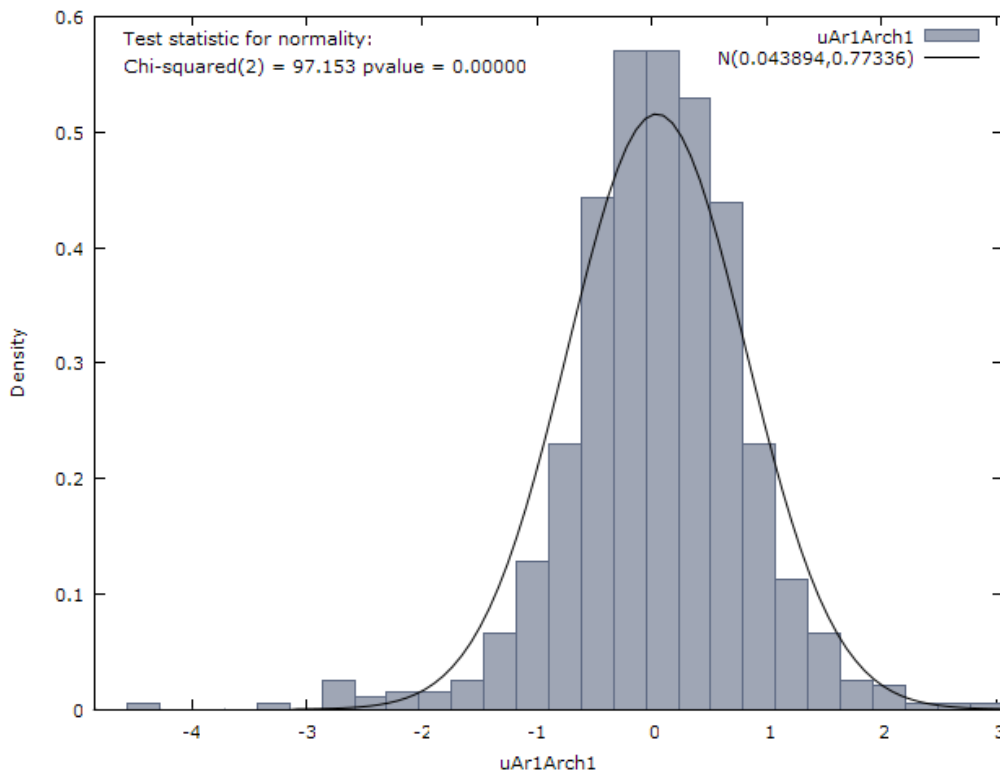
A8.9.3 Test normalità sui residui del modello Ar1-Arch1

Test Normalità Residui
Test for normality of uAr1Arch1: Doornik-Hansen test = 97.1531, with p-value 8.00701e-022 Shapiro-Wilk W = 0.963159, with p-value 3.23453e-012 Lilliefors test = 0.05261, with p-value \approx 0 Jarque-Bera test = 320.657, with p-value 2.34597e-070

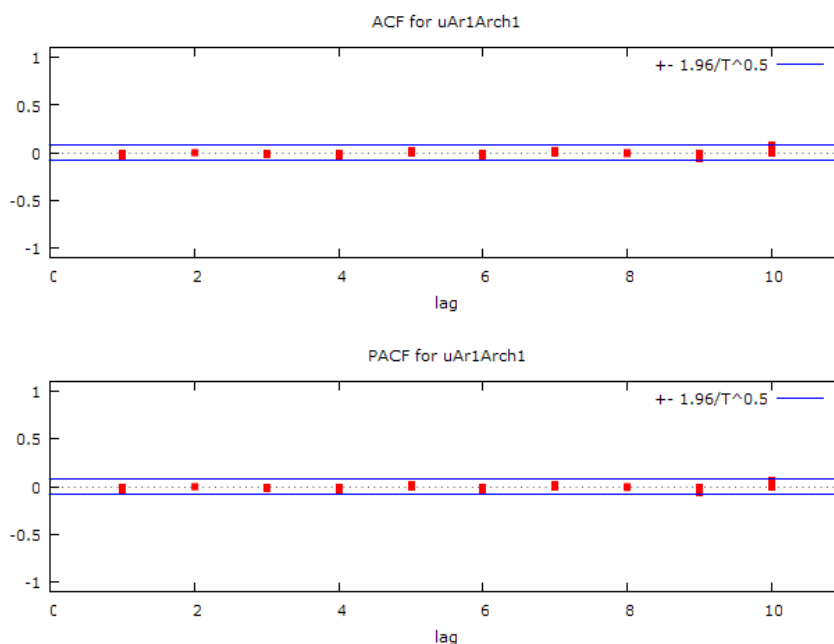
A8.9.4 Grafico andamento dei residui del modello Ar1-Arch1



A8.9.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Ar1-Arch1



A8.9.6 Grafico del correlogramma dei residui



A8.9.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Ar1-Arch1 Ar1-Arch1

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for uAr1Arch1				
LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.0379	-0.0379	1.0038	[0.316]
2	-0.0019	-0.0033	1.0062	[0.605]
3	-0.0266	-0.0268	1.5021	[0.682]
4	-0.0410	-0.0431	2.6827	[0.612]
5	0.0201	0.0168	2.9681	[0.705]
6	-0.0451	-0.0449	4.3994	[0.623]
7	0.0232	0.0177	4.7804	[0.687]
8	-0.0107	-0.0104	4.8615	[0.772]
9	-0.0605	-0.0625	7.4459	[0.591]
10	0.0799 **	0.0731 *	11.9613	[0.288]

A8.9.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Ar1-Arch1

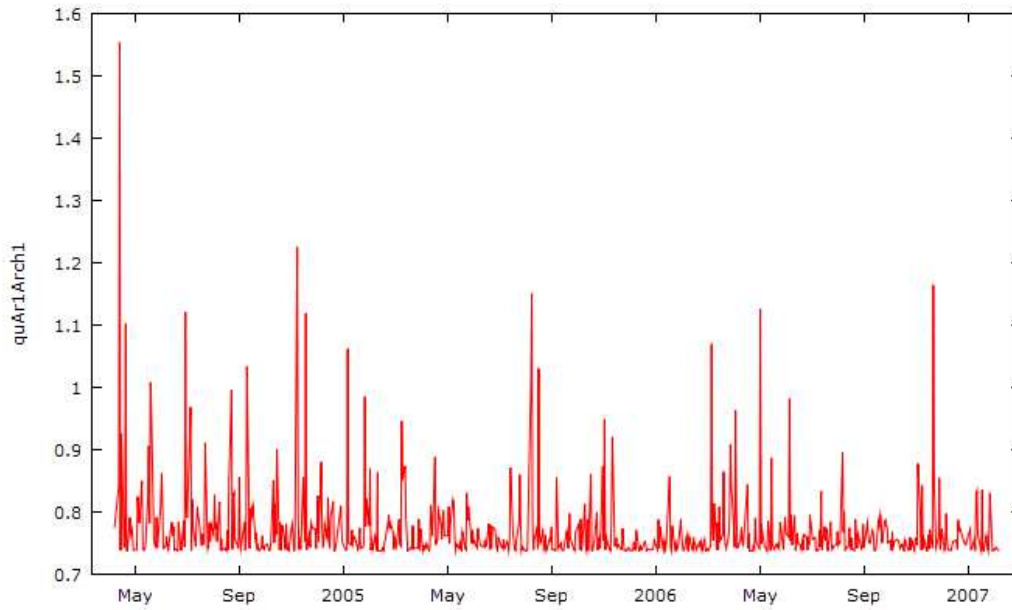
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uAr1Arch1 including one lag of (1-L)uAr1Arch1 sample size 694 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003 estimated value of (a - 1): -1.04829 test statistic: tau_nc(1) = -19.6703 asymptotic p-value 5.919e-040</p> <p>test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004 estimated value of (a - 1): -1.05675 test statistic: tau_c(1) = -19.7985 asymptotic p-value 5.044e-047</p>

```

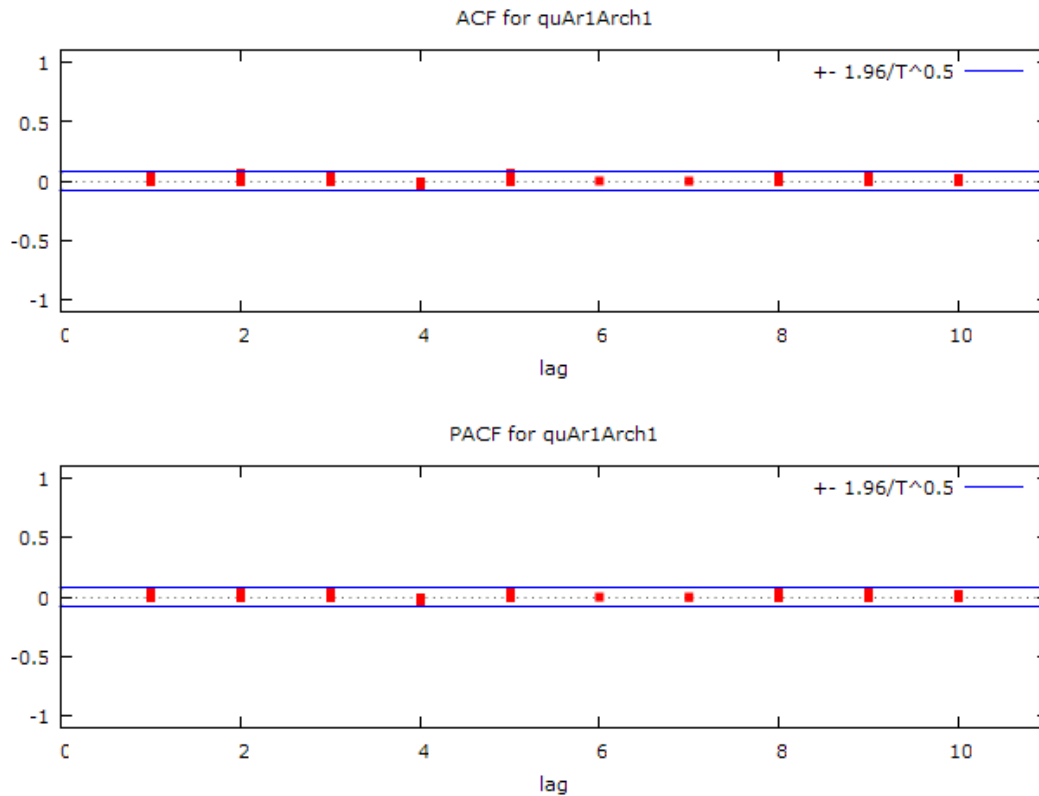
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004
estimated value of (a - 1): -1.05684
test statistic: tau_ct(1) = -19.7795
asymptotic p-value 6.389e-058

```

A8.9.9 Grafico dell'andamento dei quadrati dei residui Ar1-Arch1



A8.9.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Ar1-Arch1



A8.9.11 Funzione autocorrelazione dei quadrati dei residui Ar1-Arch1

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for quAr1Arch1				
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]	
1	0.0553	0.0553	2.1407	[0.143]
2	0.0621	0.0592	4.8424	[0.089]
3	0.0536	0.0474	6.8554	[0.077]
4	-0.0340	-0.0432	7.6684	[0.105]
5	0.0602	0.0587	10.2168	[0.069]
6	0.0015	-0.0027	10.2184	[0.116]
7	-0.0014	-0.0044	10.2198	[0.176]
8	0.0440	0.0374	11.5852	[0.171]
9	0.0398	0.0412	12.7042	[0.176]
10	0.0290	0.0171	13.3011	[0.207]

Appendice 9: Analisi del 4 sottocampione dei dati giornalieri (S4)

A9.1 Descrizione del campione

A9.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **6 Febbraio 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **22 Maggio 2007**
 Numero Rilevazioni: **72**
 Cod Identificativo: **S4**

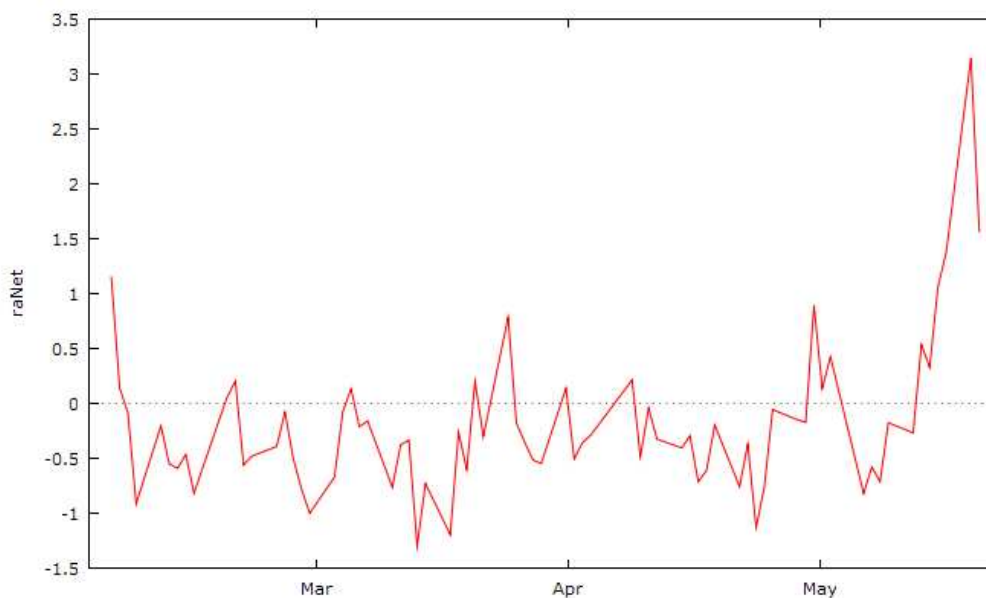
A9.1.2 Statistiche di Base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 07/02/06 - 07/05/22				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.18913	-0.31152	-1.2985	3.1482
rmNet	-0.16537	-0.30381	-2.9571	2.3928
SMB	-0.15347	-0.20093	-2.4928	2.7353
HML	-0.069720	-0.34714	-4.5757	5.4658
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	0.68936	3.6448	2.0569	6.7001
rmNet	1.2702	7.6810	0.021027	-0.59314
SMB	0.91935	5.9905	0.34449	0.51798
HML	1.7698	25.384	0.48930	0.44860

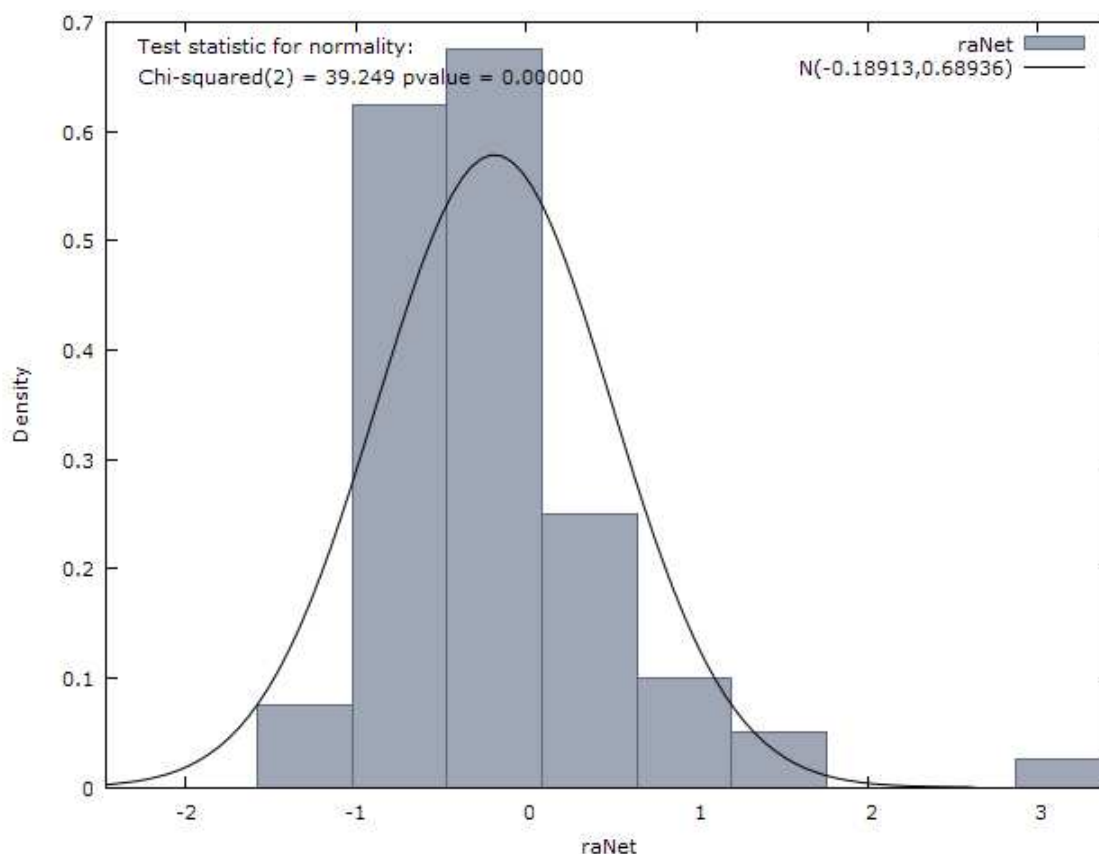
A9.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 07/02/06 - 07/05/22				
5% critical value (two-tailed) = 0.2319 for n = 72				
	raNet	rmNet	SMB	HML
raNet	1.0000			
rmNet		1.0000		
SMB			1.0000	
HML				1.0000

A9.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



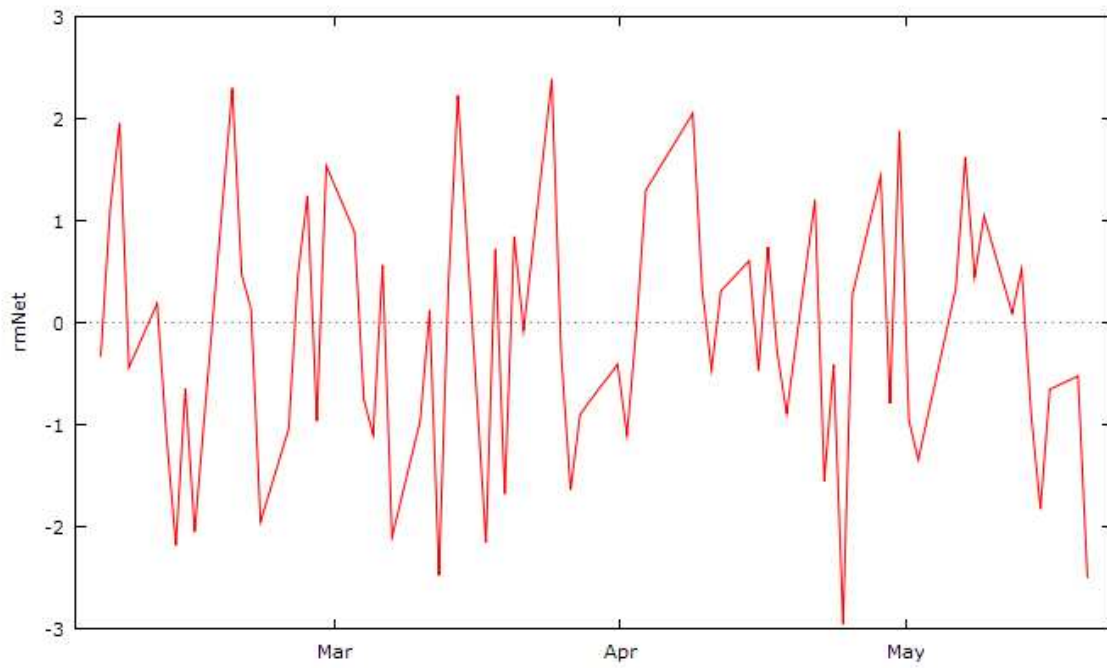
A9.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet con la normale



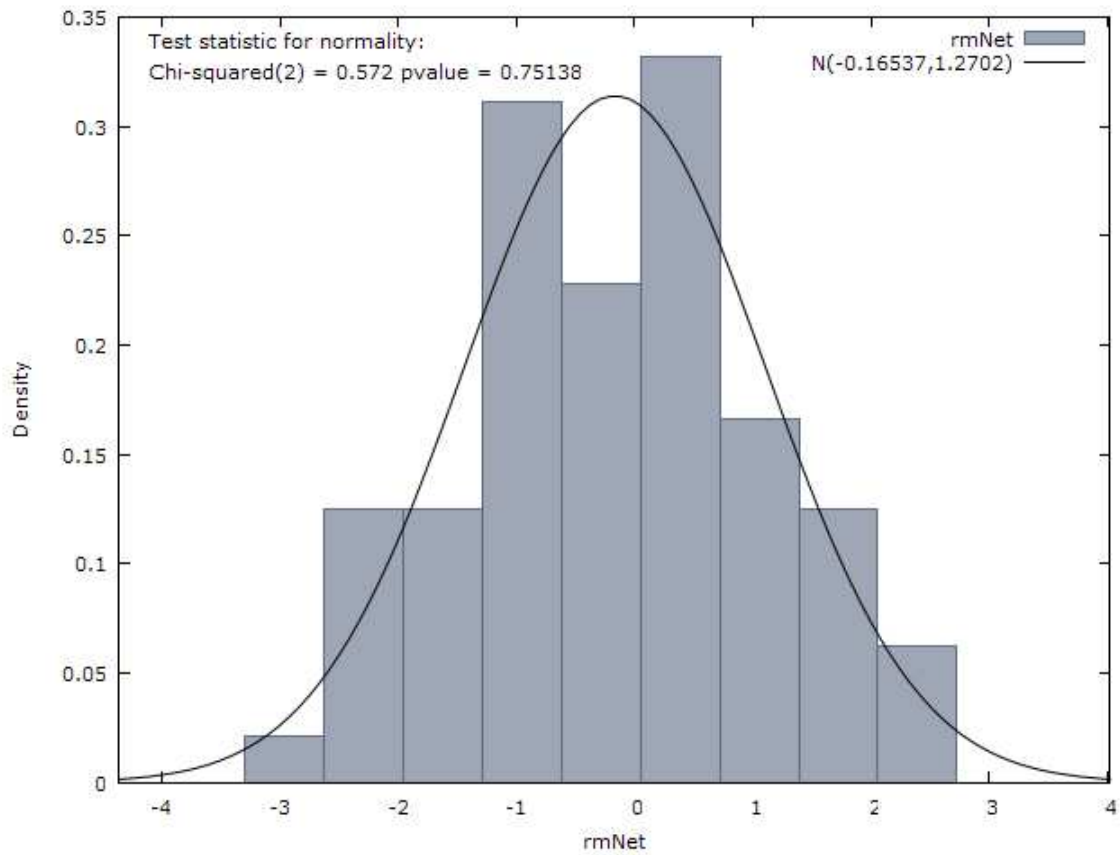
A9.1.6 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 70 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.056 estimated value of $(a - 1)$: -0.166392 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -1.47114$ asymptotic p-value 0.1323</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.057 estimated value of $(a - 1)$: -0.174919 test statistic: $\tau_c(1) = -1.36717$ asymptotic p-value 0.6</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.069 estimated value of $(a - 1)$: -0.266264 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -2.05226$ asymptotic p-value 0.5719</p>

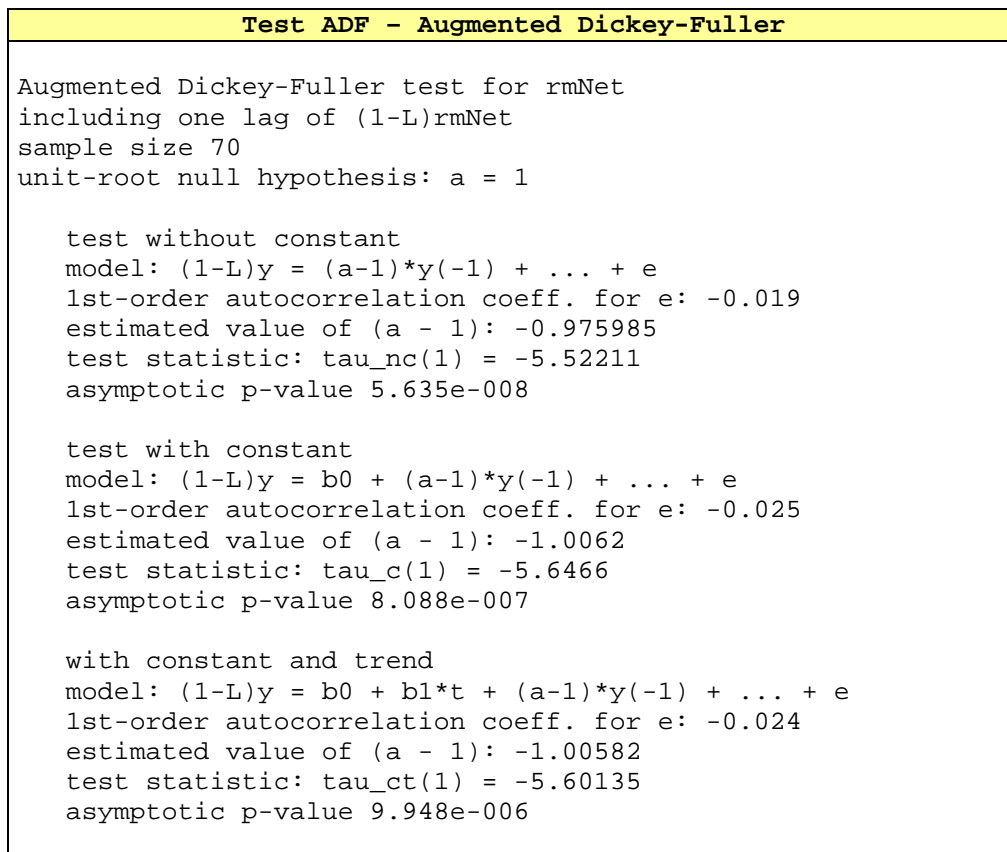
A9.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



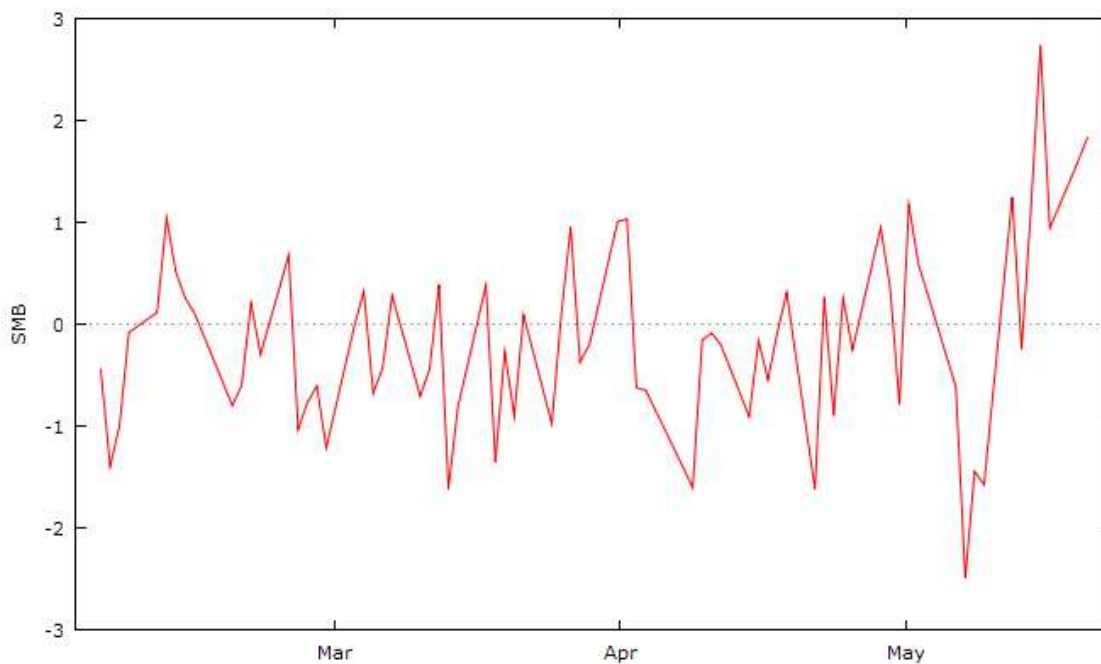
A9.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet con la normale



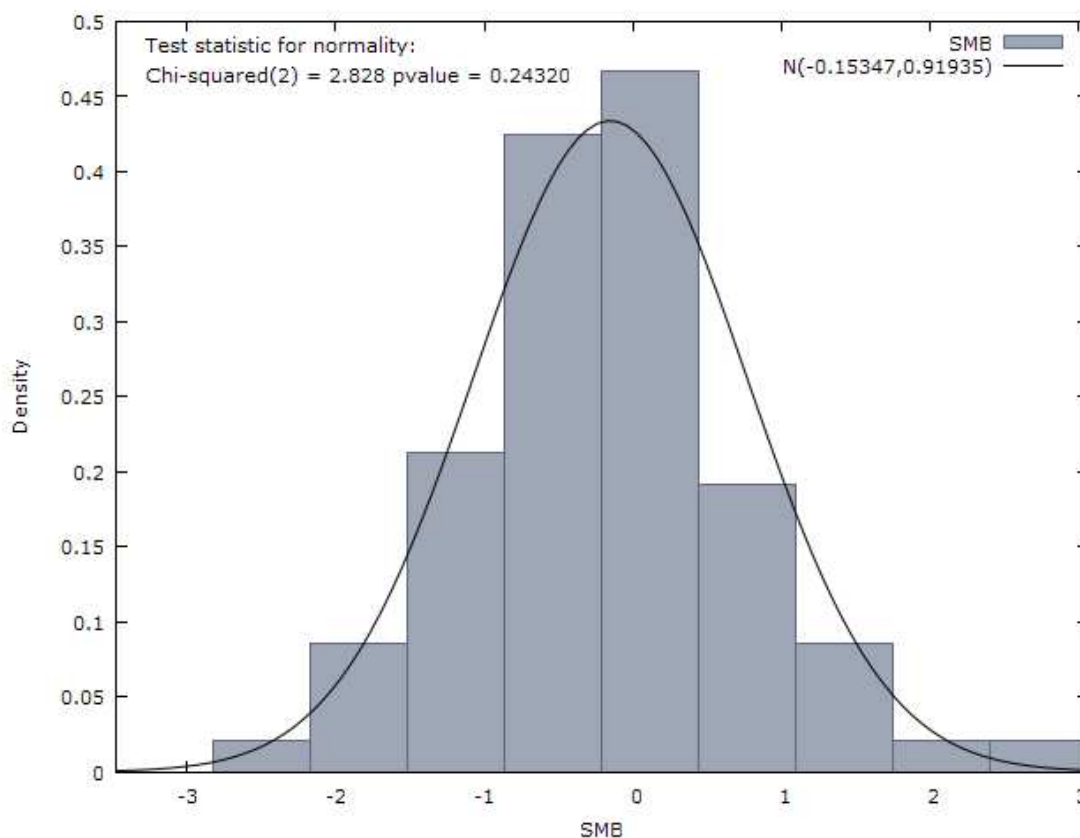
A9.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet



A9.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



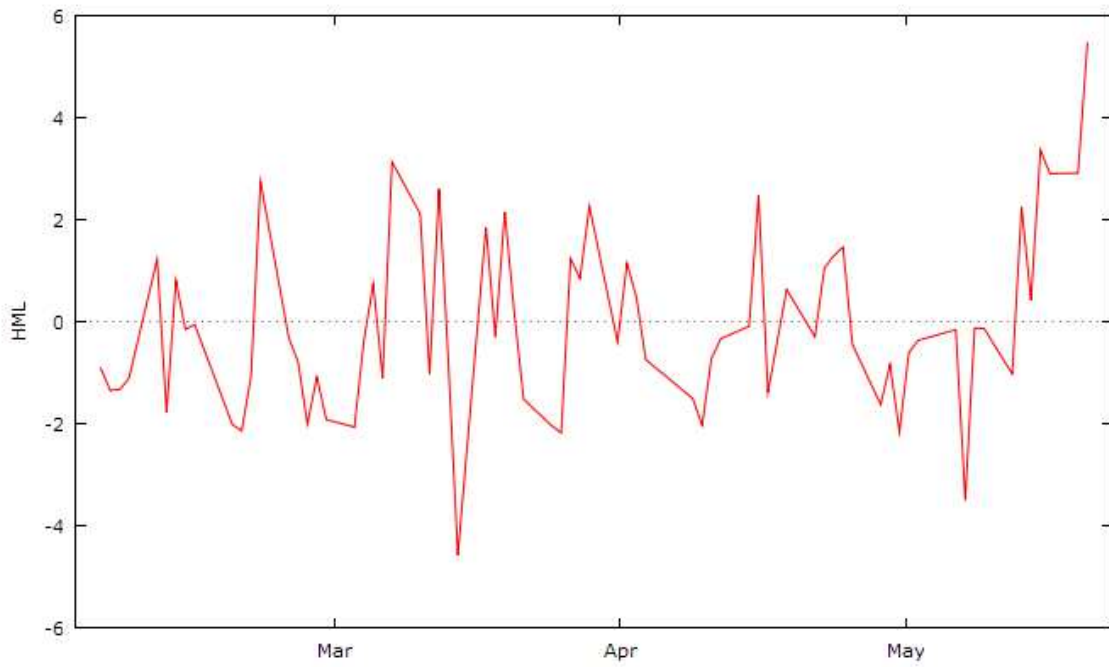
A9.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB con la normale



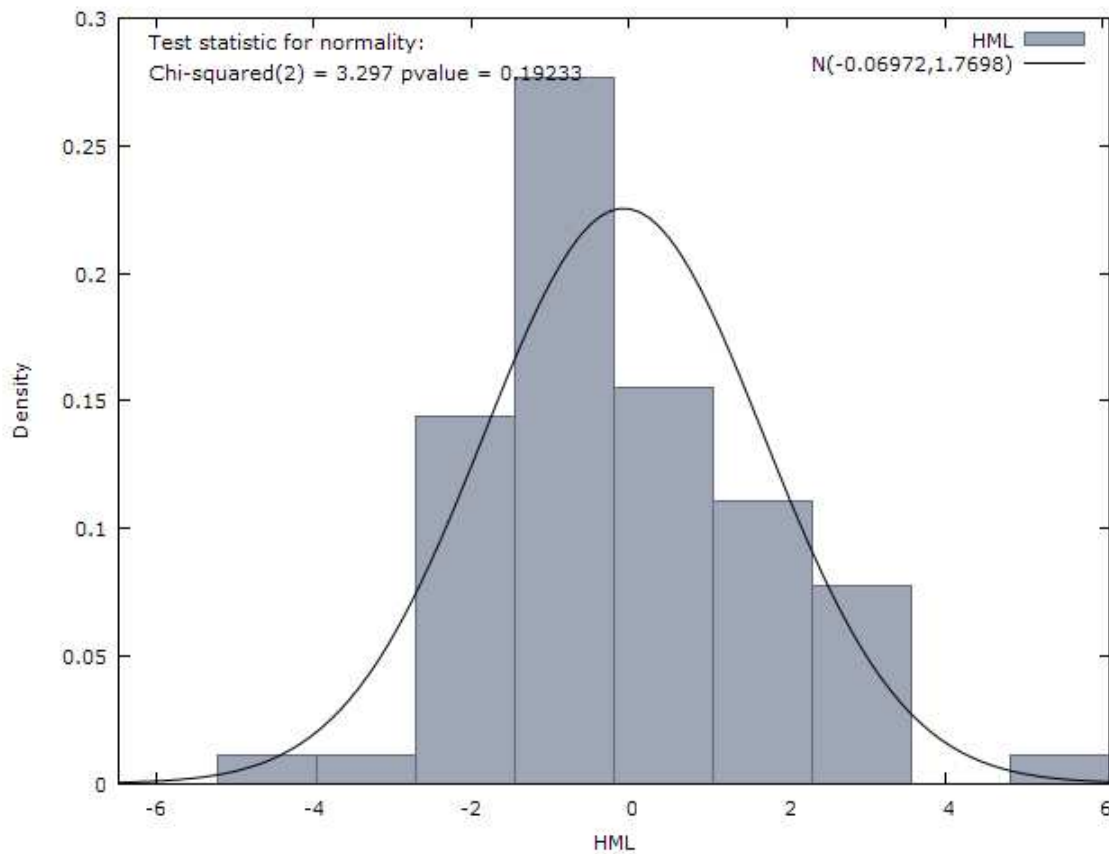
A9.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 70 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.021 estimated value of (a - 1): -0.568587 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -3.92028$ asymptotic p-value 8.96e-005</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.018 estimated value of (a - 1): -0.588586 test statistic: $\tau_c(1) = -3.88967$ asymptotic p-value 0.002123</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.010 estimated value of (a - 1): -0.625898 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -4.05798$ asymptotic p-value 0.007184</p>

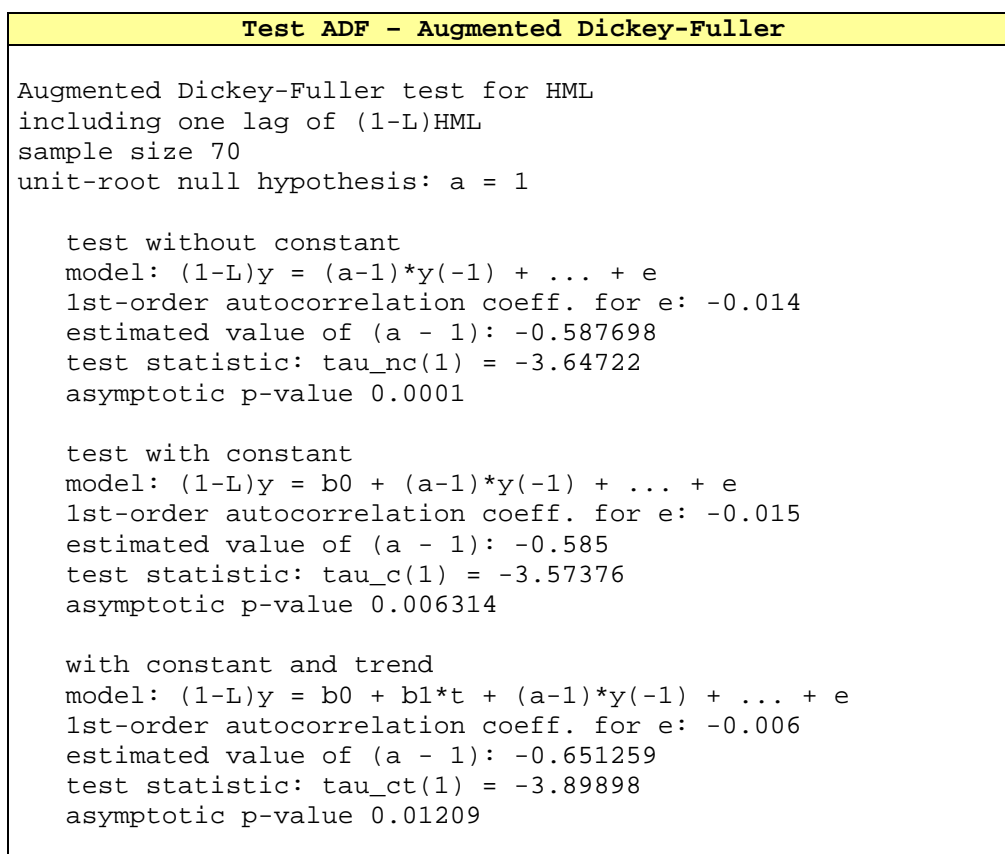
A9.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



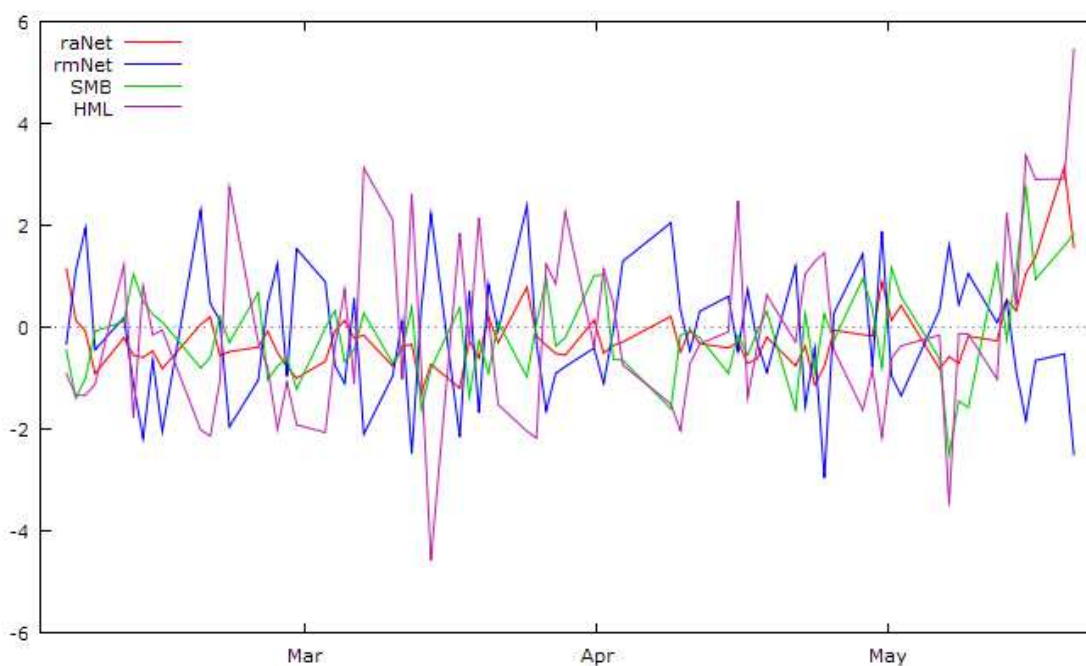
A9.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML con la normale



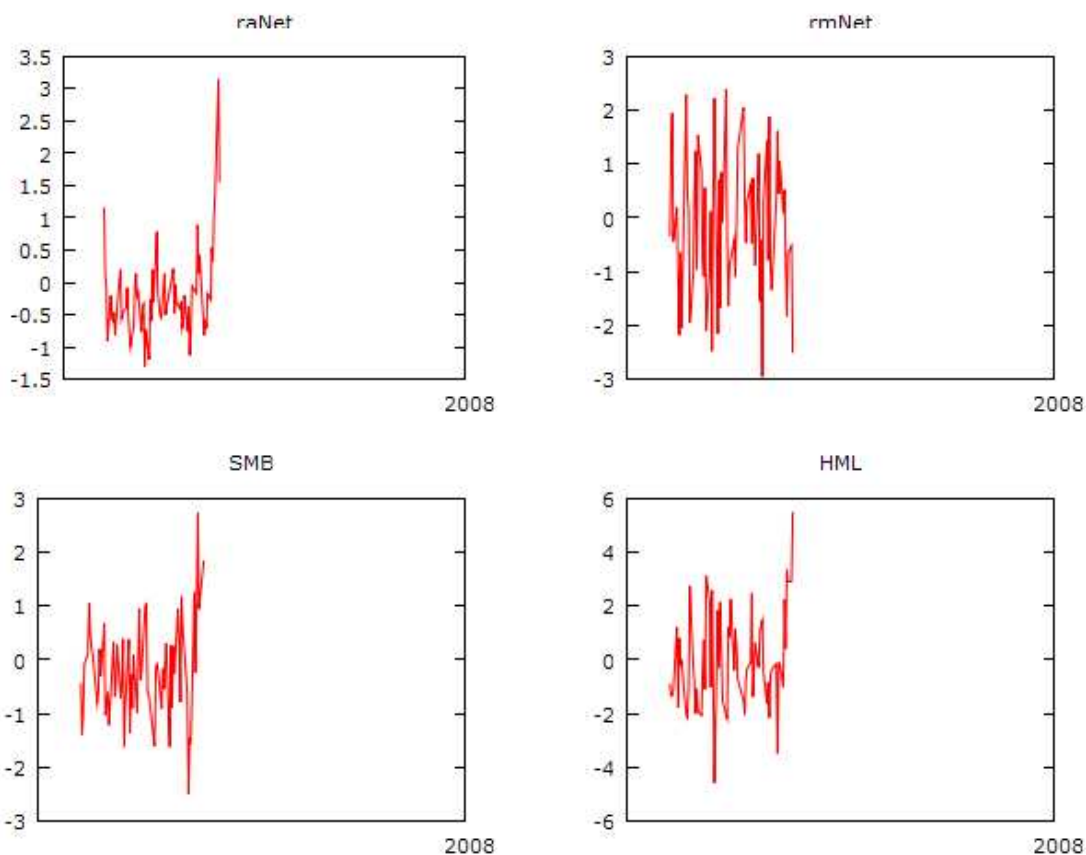
A9.1.15 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente HML



A9.1.16 Andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A9.1.17 Andamento dell'insieme delle variabili



A9.2 Individuazione della forma del modello

A9.2.1 Forma del modello auspicata

$$RaNet_t = a + b \cdot RmNet_t + c \cdot SMB_t + d \cdot HML_t + e_t$$

A9.2.2 Stima del modello OLS completo

Stima modello OLS Completo					
OLS:					
OLS estimates using the 72 observations 07/02/06-07/05/22					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	
const	-0.0318785	0.0684998	-0.4654	0.6431	
rmNet	0.425967	0.0808409	5.269	1.52e-06	***
SMB	0.470299	0.0900271	5.224	1.82e-06	***
HML	0.209969	0.0513364	4.090	0.0001	***
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360		
Sum squared resid	20.00312	S.E. of regression	0.542368		
R-squared	0.407147	Adjusted R-squared	0.380991		
F(3, 68)	15.56650	P-value(F)	8.26e-08		
Log-likelihood	-56.05558	Akaike criterion	120.1112		
Schwarz criterion	129.2178	Hannan-Quinn	123.7365		
rho	0.181215	Durbin-Watson	1.475971		

A9.2.3 Test omissione variabili modello OLS

Stima modello OLS Ridotto				
Esito sintetico test:				
Test for omission of variables -				
Null hypothesis: parameters are zero for the variables				
const				
Test statistic: $F(1, 68) = 0.216579$				
with p-value = $P(F(1, 68) > 0.216579) = 0.643146$				
Dettaglio Test:				
Model 4: OLS estimates using the 72 observations 07/02/06-07/05/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.438034	0.0761338	5.753	2.20e-07 ***
SMB	0.482454	0.0856642	5.632	3.57e-07 ***
HML	0.213704	0.0504168	4.239	6.84e-05 ***
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360	
Sum squared resid	20.06683	S.E. of regression	0.539281	
R-squared	0.447438	Adjusted R-squared	0.431421	
F(3, 69)	18.62426	P-value(F)	5.90e-09	
Log-likelihood	-56.17005	Akaike criterion	118.3401	
Schwarz criterion	125.1701	Hannan-Quinn	121.0592	
rho	0.175120	Durbin-Watson	1.493490	
Comparison of Model 1 and Model 4:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero for				
the variables const				
Test statistic: $F(1, 68) = 0.216579$, with p-value = 0.643146				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

A9.2.4 Stima modello OLS Ridotto

Stima modello OLS Ridotto				
OLSr:				
OLS estimates using the 72 observations 07/02/06-07/05/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.438034	0.0761338	5.753	2.20e-07 ***
SMB	0.482454	0.0856642	5.632	3.57e-07 ***
HML	0.213704	0.0504168	4.239	6.84e-05 ***
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360	
Sum squared resid	20.06683	S.E. of regression	0.539281	
R-squared	0.447438	Adjusted R-squared	0.431421	
F(3, 69)	18.62426	P-value(F)	5.90e-09	
Log-likelihood	-56.17005	Akaike criterion	118.3401	
Schwarz criterion	125.1701	Hannan-Quinn	121.0592	
rho	0.175120	Durbin-Watson	1.493490	

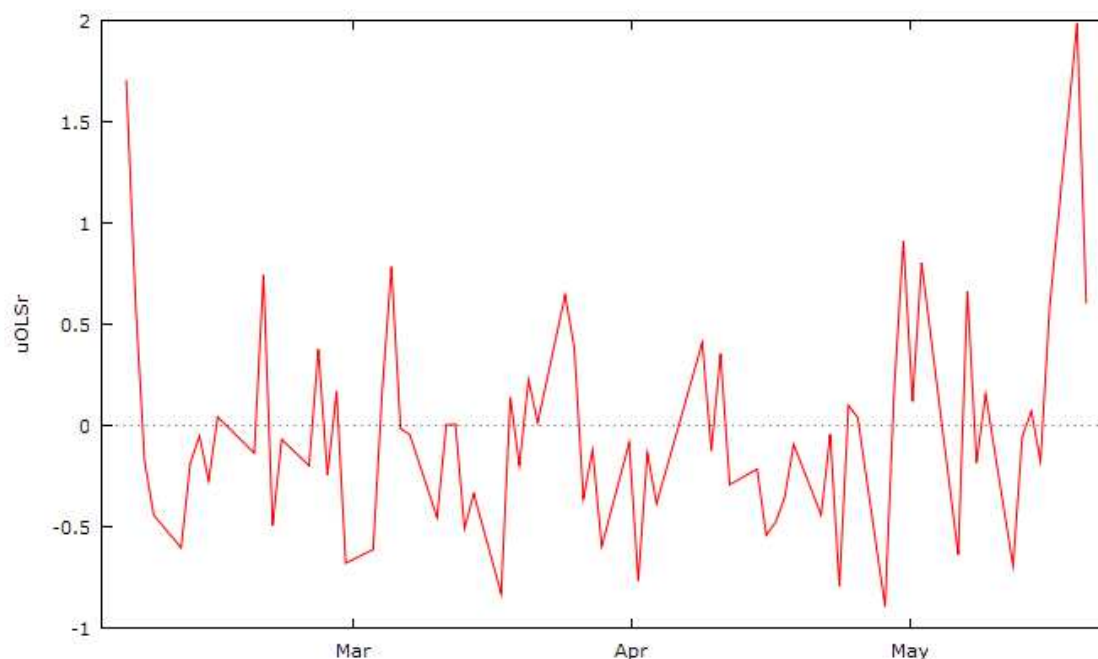
A9.2.5 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$RaNet_t = b \cdot RmNet_t + c \cdot SMB_t + d \cdot HML_t + e_t$$

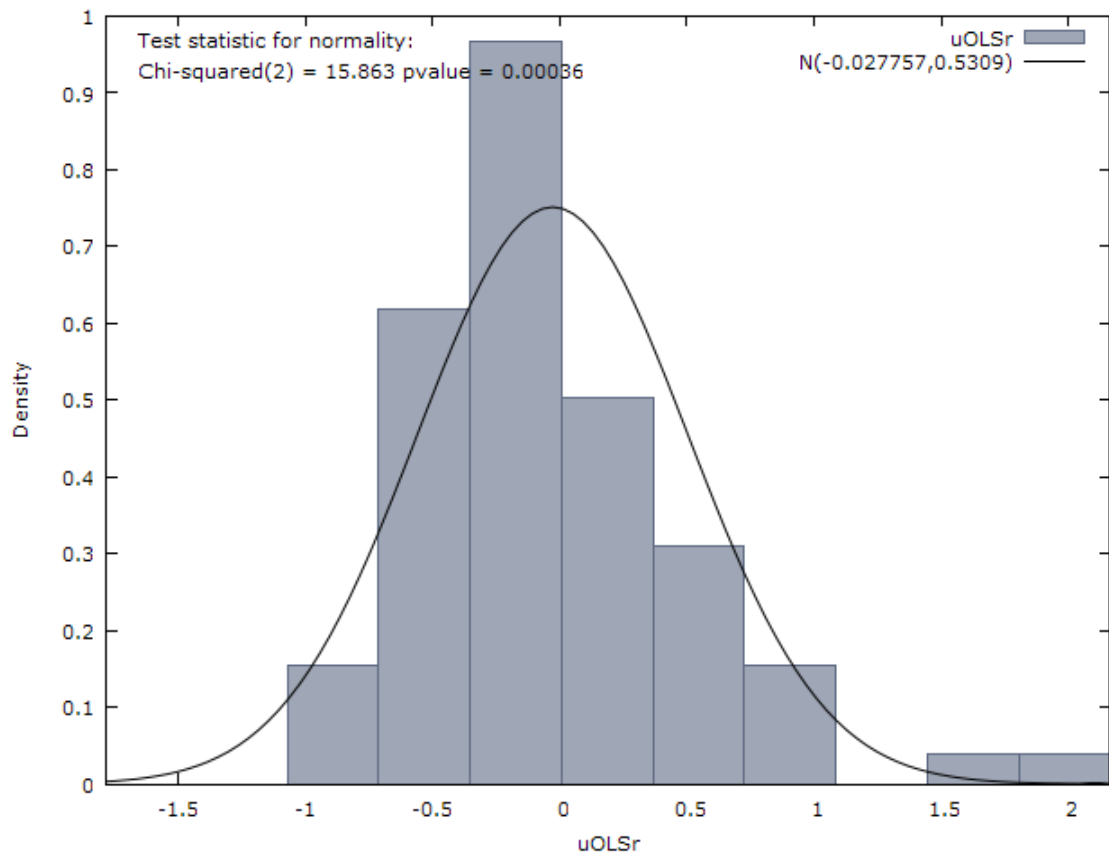
A9.2.6 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normalità Residui				
Esito Sintetico test:				
Test for omission of variables -				
Null hypothesis: parameters are zero for the variables const				
Test statistic: $F(1, 68) = 0.216579$				
with p-value = $P(F(1, 68) > 0.216579) = 0.643146$				
Dettaglio test:				
Model 2: OLS estimates using the 72 observations 07/02/06-07/05/22				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.438034	0.0761338	5.753	2.20e-07 ***
SMB	0.482454	0.0856642	5.632	3.57e-07 ***
HML	0.213704	0.0504168	4.239	6.84e-05 ***
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360	
Sum squared resid	20.06683	S.E. of regression	0.539281	
R-squared	0.447438	Adjusted R-squared	0.431421	
F(3, 69)	18.62426	P-value(F)	5.90e-09	
Log-likelihood	-56.17005	Akaike criterion	118.3401	
Schwarz criterion	125.1701	Hannan-Quinn	121.0592	
rho	0.175120	Durbin-Watson	1.493490	
Comparison of Model 1 and Model 2:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero for the variables const				
Test statistic: $F(1, 68) = 0.216579$, with p-value = 0.643146				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

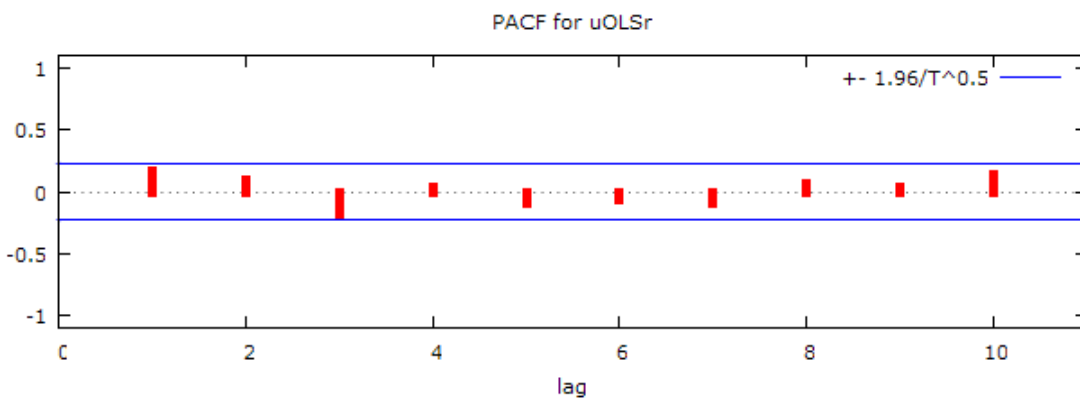
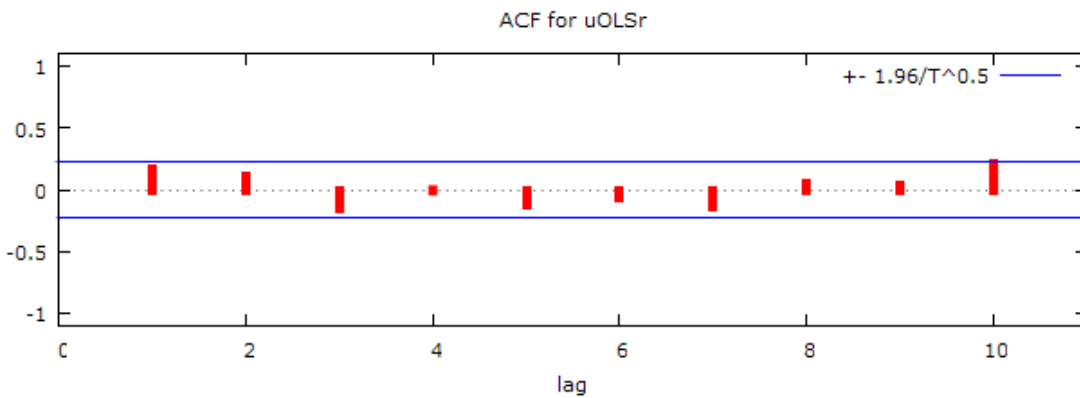
A9.2.7 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A9.2.8 Grafico distribuzione dei residui del modello OLS



A9.2.9 Grafico del correlogramma dei residui



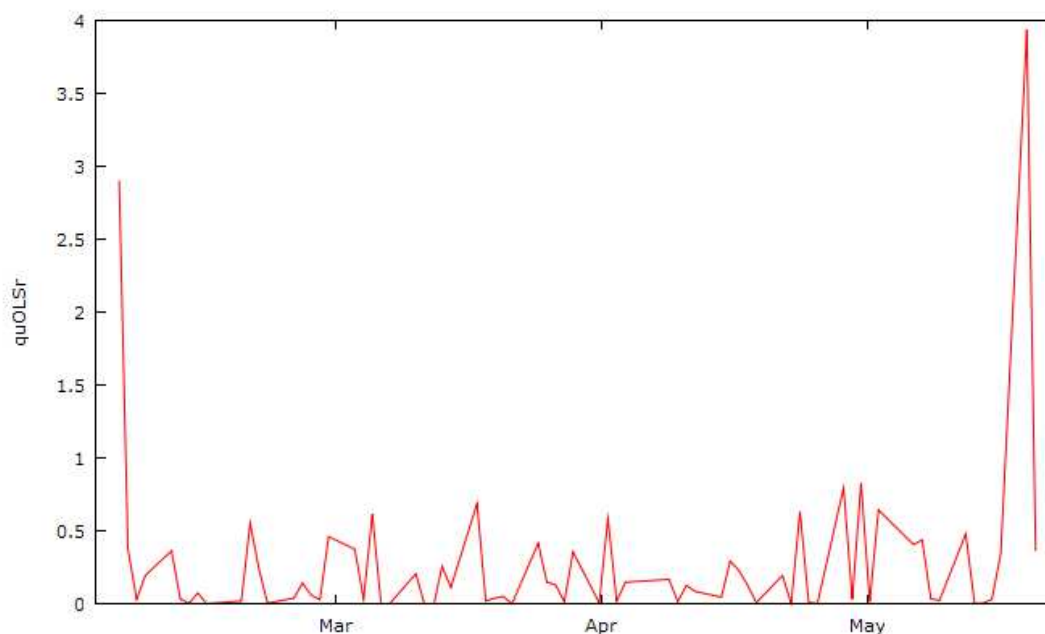
A9.2.10 Funzione di autocorrelazione dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione			
Autocorrelation function for uOLSr			
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	0.1664	0.1664	2.0772 [0.150]
2	0.1175	0.0924	3.1280 [0.209]
3	-0.1587	-0.1990 *	5.0738 [0.166]
4	-0.0095	0.0390	5.0809 [0.279]
5	-0.1299	-0.0994	6.4227 [0.267]
6	-0.0692	-0.0717	6.8091 [0.339]
7	-0.1377	-0.0904	8.3636 [0.302]
8	0.0495	0.0693	8.5678 [0.380]
9	0.0442	0.0342	8.7328 [0.462]
10	0.2072 *	0.1471	12.4205 [0.258]

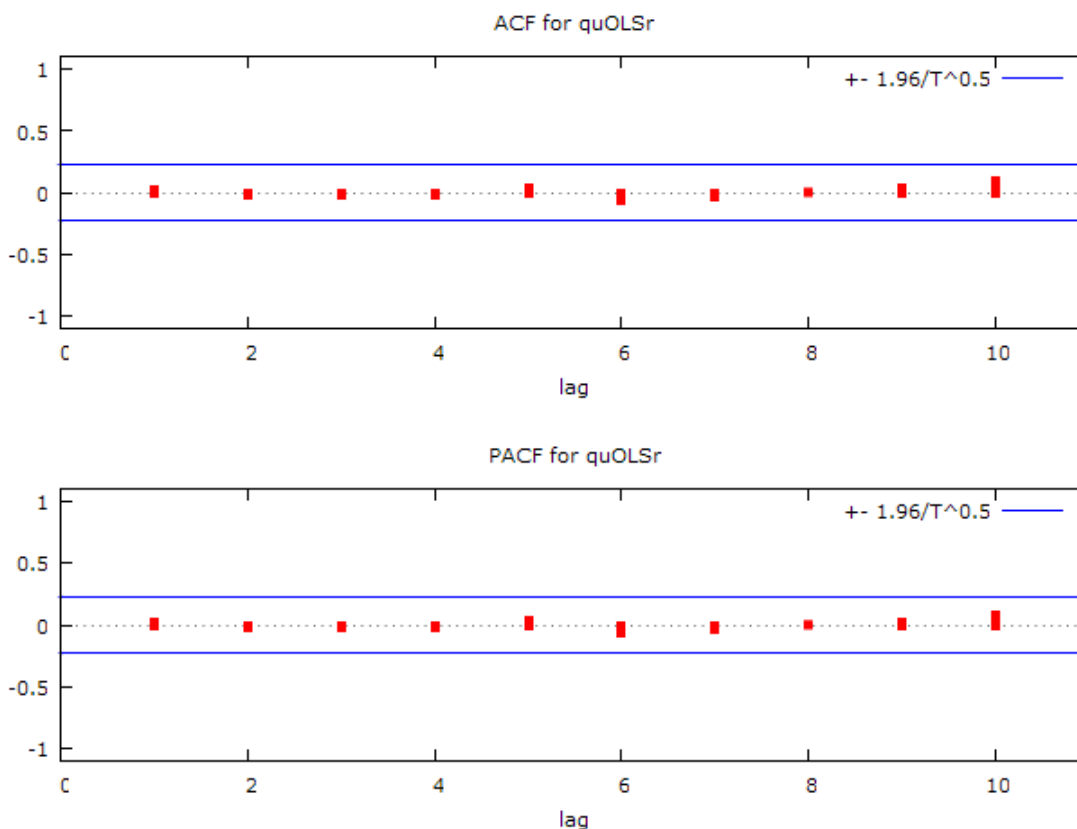
A9.2.11 Test Radice Unitaria ADF sui residui OLS

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uOLSr including one lag of (1-L)uOLSr sample size 70 unit-root null hypothesis: a = 1 test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.043 estimated value of (a - 1): -0.732193 test statistic: tau_nc(1) = -4.57337 asymptotic p-value 5.453e-006
test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.042 estimated value of (a - 1): -0.754311 test statistic: tau_c(1) = -4.6252 asymptotic p-value 0.0001119
with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.043 estimated value of (a - 1): -0.772499 test statistic: tau_ct(1) = -4.80016 asymptotic p-value 0.0004322

A9.2.12 Grafico dell'andamento dei quadrati residui OLS



A9.2.13 Grafico del correlogramma dei quadrati residui OLS



A9.2.14 Funzione di autocorrelazione quadrati residui OLS

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for quOLSr				
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]	
1	0.0230	0.0230	0.0399	[0.842]
2	-0.0195	-0.0201	0.0689	[0.966]
3	-0.0275	-0.0266	0.1273	[0.988]
4	-0.0192	-0.0184	0.1563	[0.997]
5	0.0361	0.0360	0.2602	[0.998]
6	-0.0596	-0.0629	0.5472	[0.997]
7	-0.0348	-0.0317	0.6463	[0.999]
8	0.0026	0.0034	0.6468	[1.000]
9	0.0306	0.0276	0.7262	[1.000]
10	0.0938	0.0877	1.4827	[0.999]

Appendice 10: Analisi del 5 sottocampione dei dati giornalieri (S10)

A10.1 Descrizione del campione

A10.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **23 Maggio 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **5 Settembre 2007**
 Numero Rilevazioni: **72**
 Cod Identificativo: **S5**

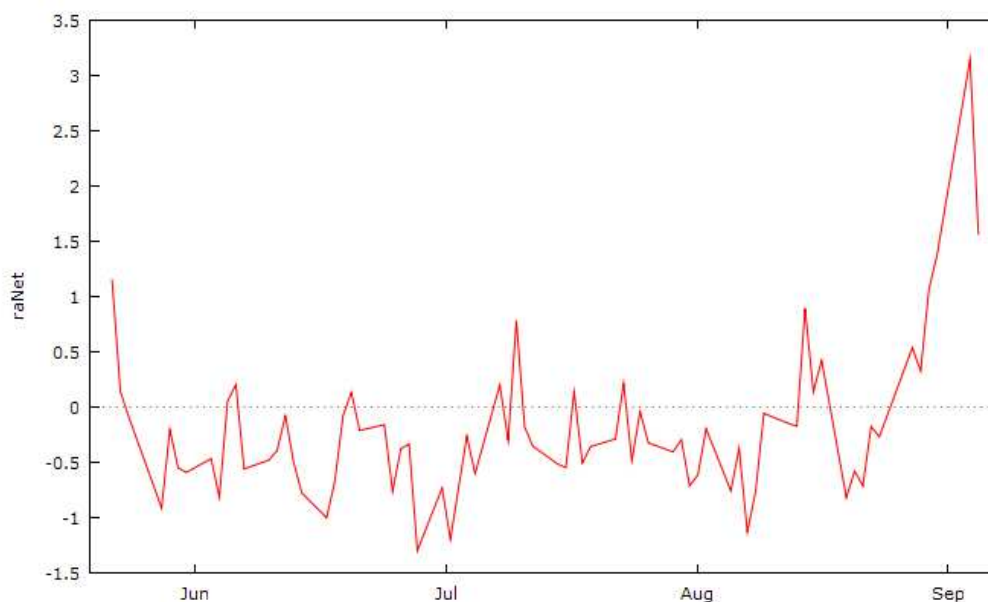
A10.1.2 Statistiche di Base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 07/05/23 - 07/09/05				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.18913	-0.31152	-1.2985	3.1482
rmNet	-0.16537	-0.30381	-2.9571	2.3928
SMB	-0.15347	-0.20093	-2.4928	2.7353
HML	-0.069720	-0.34714	-4.5757	5.4658
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	0.68936	3.6448	2.0569	6.7001
rmNet	1.2702	7.6810	0.021027	-0.59314
SMB	0.91935	5.9905	0.34449	0.51798
HML	1.7698	25.384	0.48930	0.44860

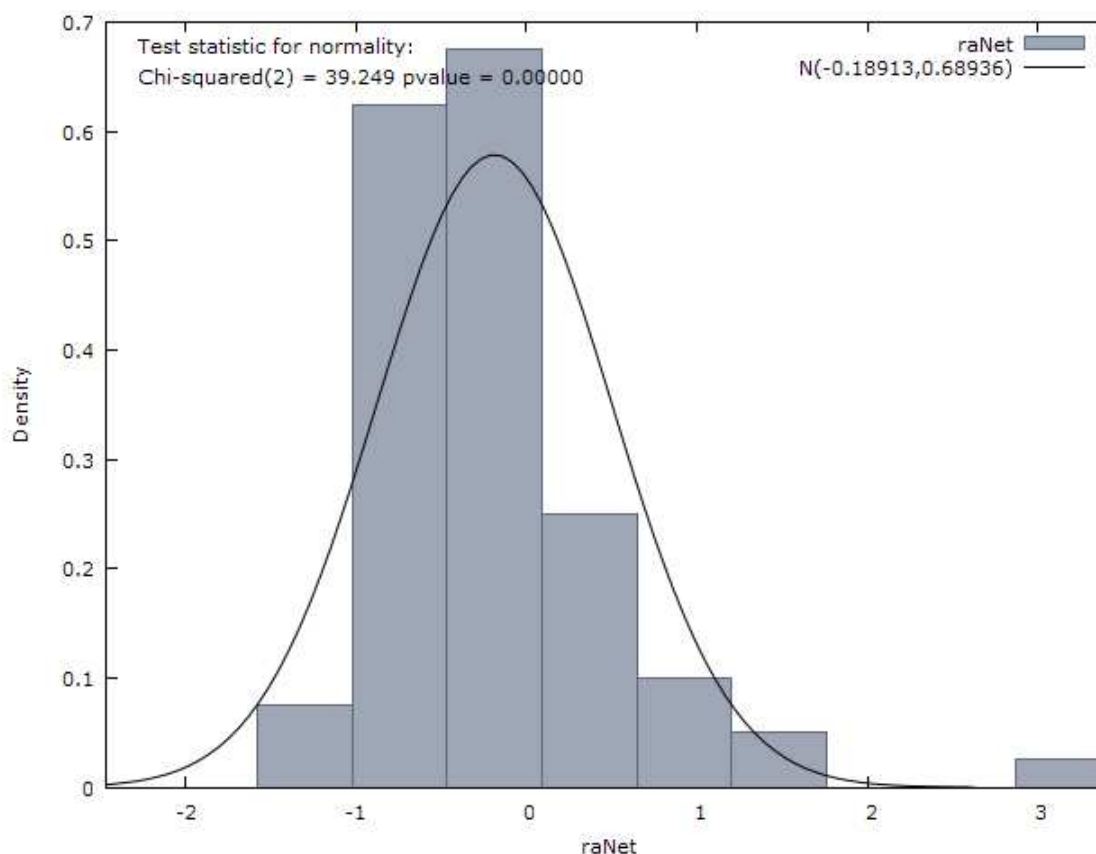
A10.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 07/05/23 - 07/09/05				
5% critical value (two-tailed) = 0.2319 for n = 72				
raNet	rmNet	SMB	HML	
1.0000	0.0119	0.3907	0.2835	raNet
	1.0000	-0.6270	-0.7045	rmNet
		1.0000	0.4741	SMB
			1.0000	HML

A10.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



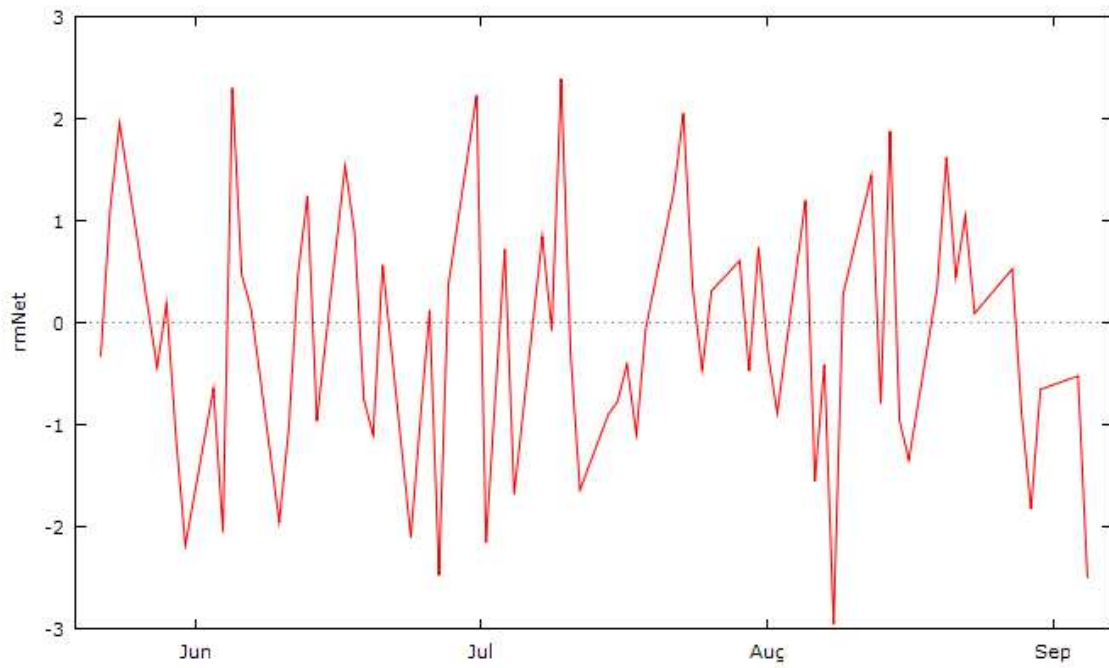
A10.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet con la normale



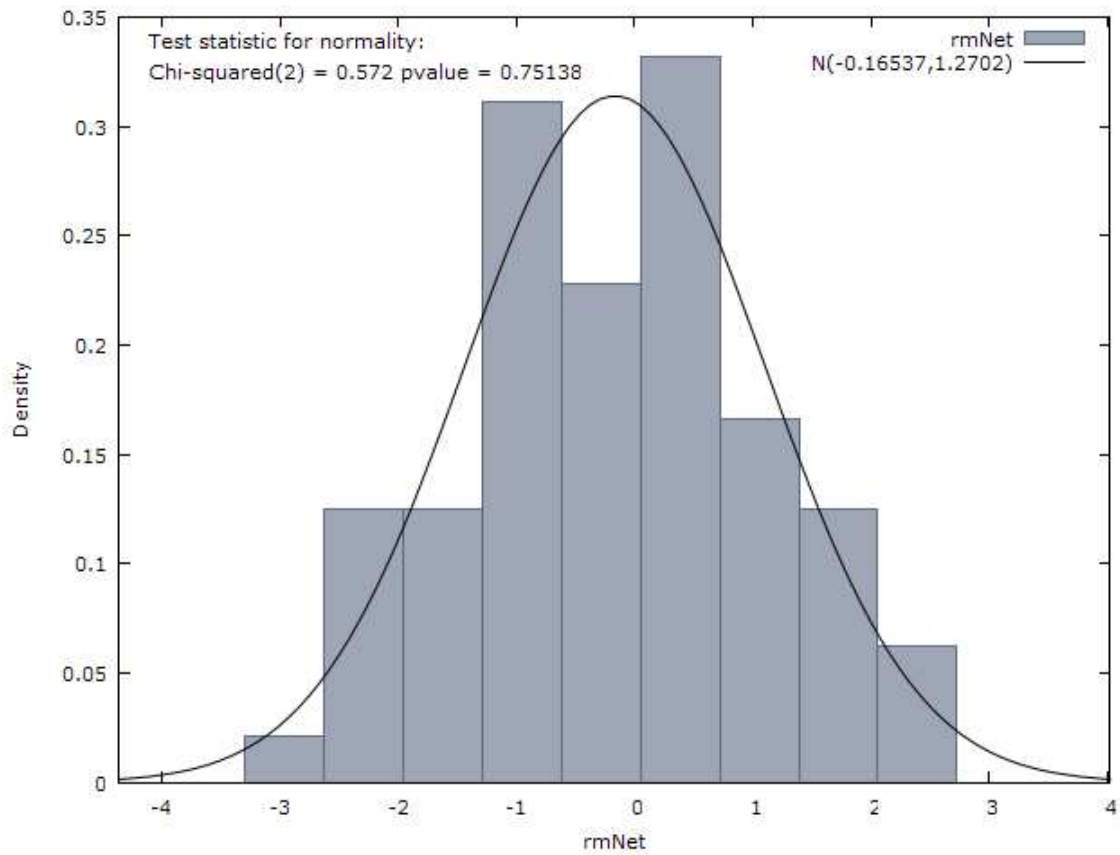
A10.1.6 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 70 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.056 estimated value of (a - 1): -0.166392 test statistic: tau_nc(1) = -1.47114 asymptotic p-value 0.1323</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.057 estimated value of (a - 1): -0.174919 test statistic: tau_c(1) = -1.36717 asymptotic p-value 0.6</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.069 estimated value of (a - 1): -0.266264 test statistic: tau_ct(1) = -2.05226 asymptotic p-value 0.5719</p>

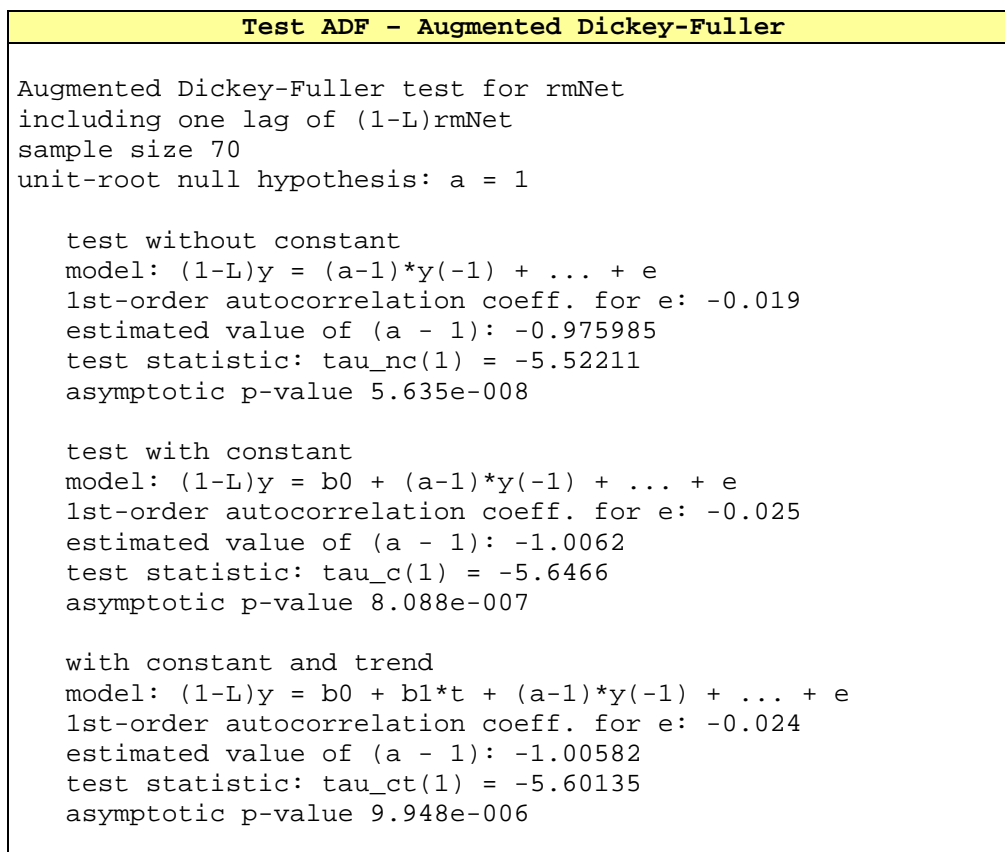
A10.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



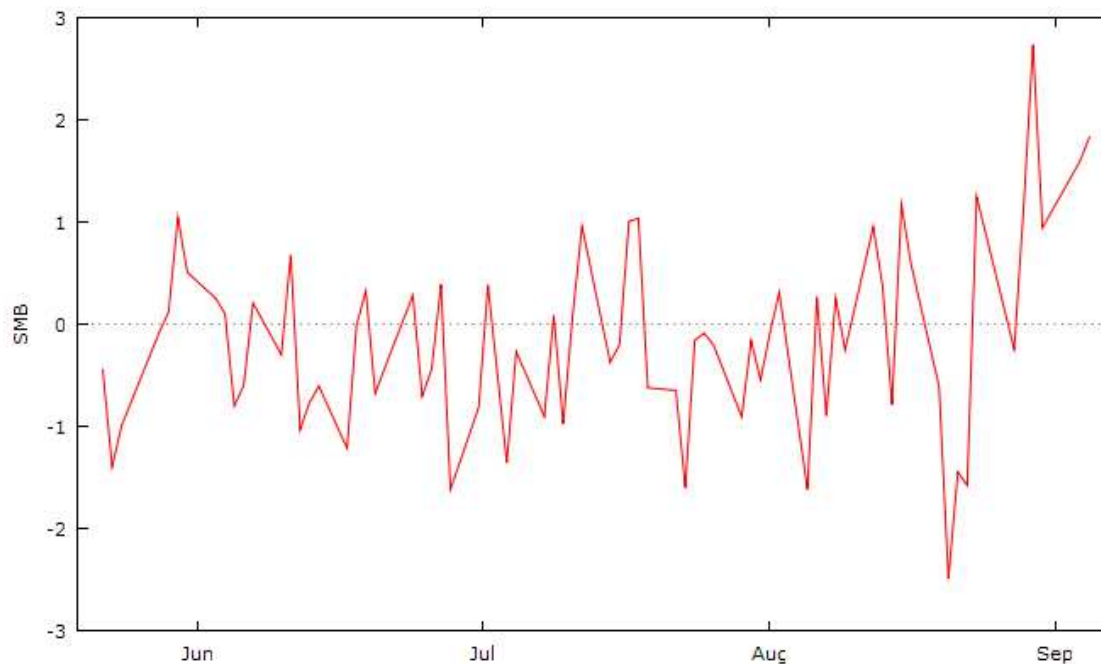
A10.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet con la normale



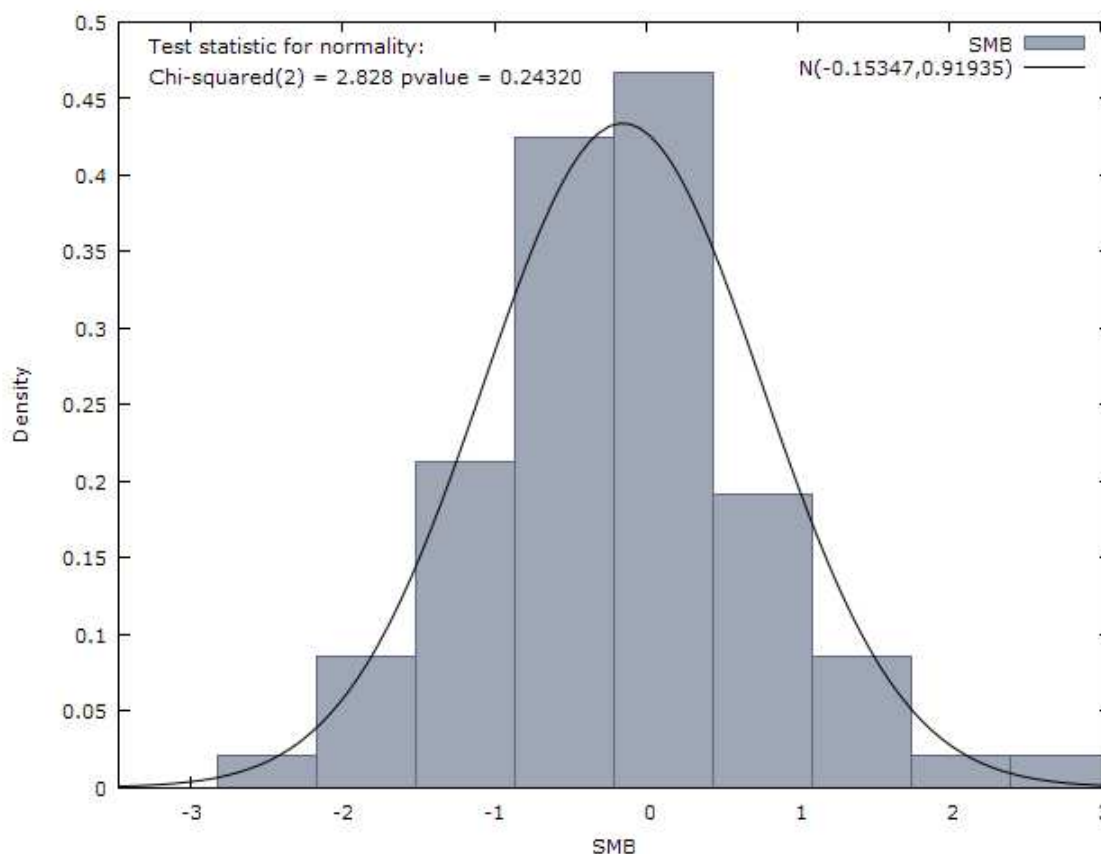
A10.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet



A10.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



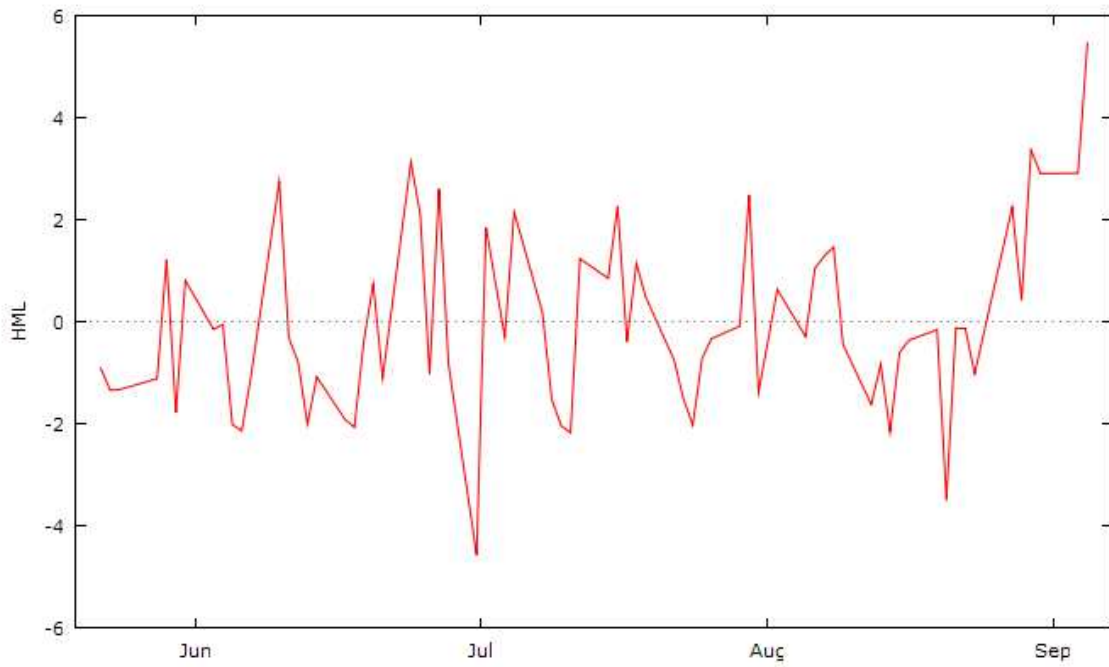
A10.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB con la normale



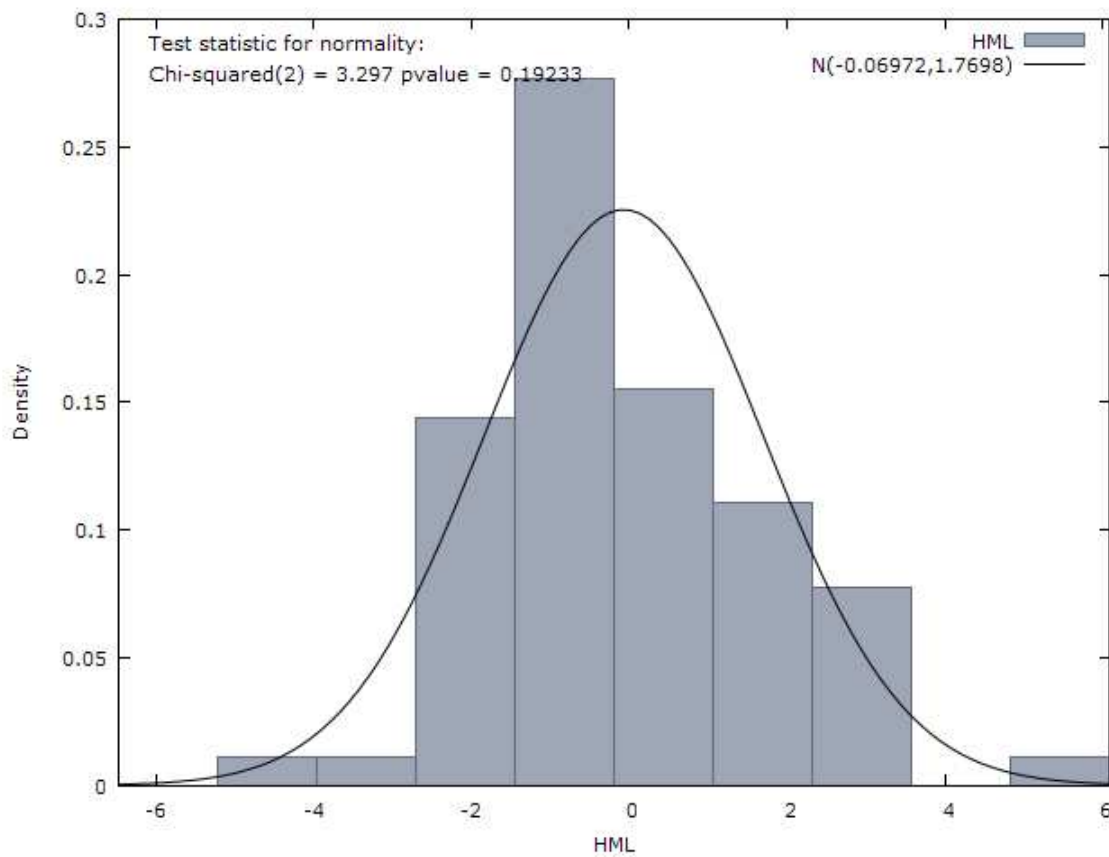
A10.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 70 unit-root null hypothesis: $a = 1$
test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.021 estimated value of (a - 1): -0.568587 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -3.92028$ asymptotic p-value 8.96e-005
test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.018 estimated value of (a - 1): -0.588586 test statistic: $\tau_c(1) = -3.88967$ asymptotic p-value 0.002123
with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.010 estimated value of (a - 1): -0.625898 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -4.05798$ asymptotic p-value 0.007184

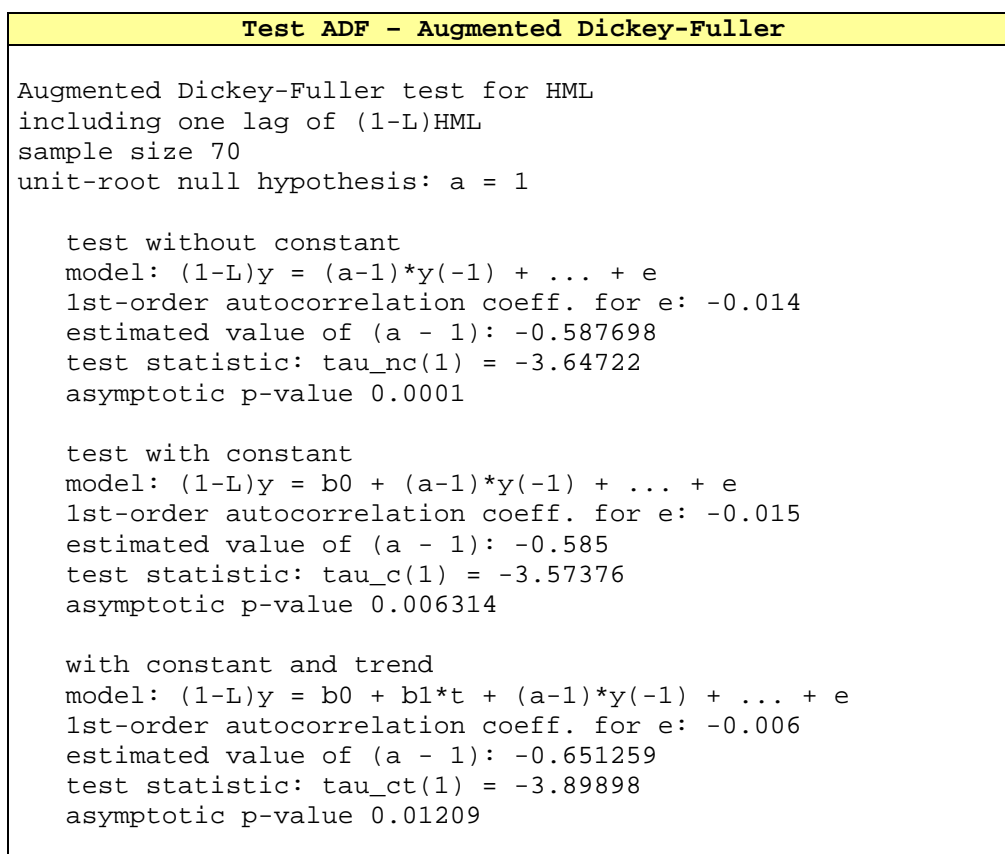
A10.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



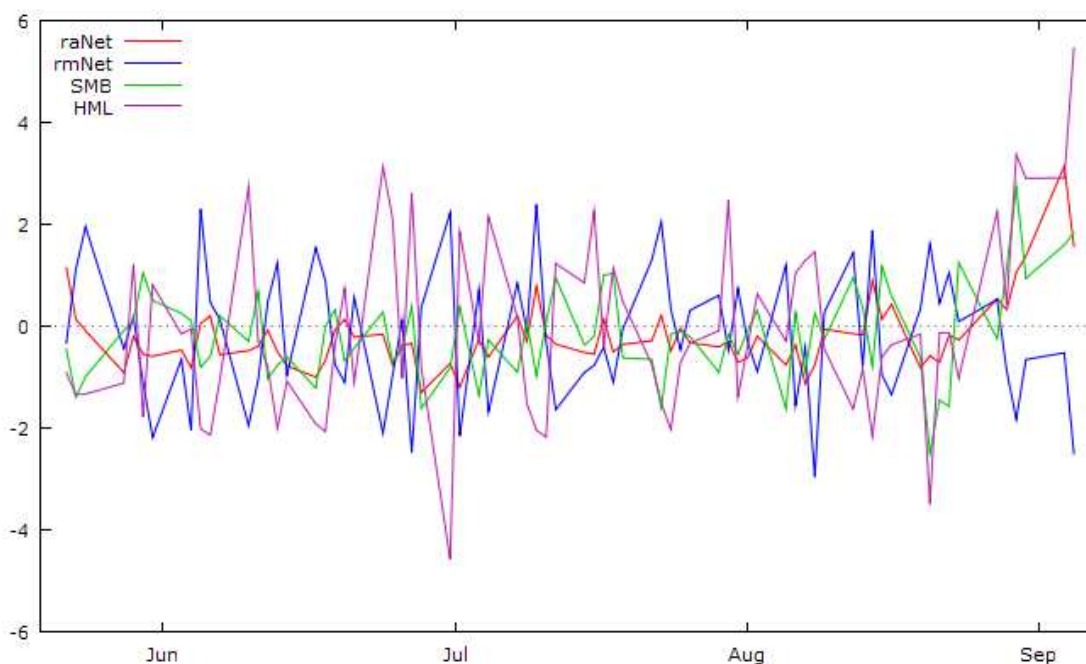
A10.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML con la normale



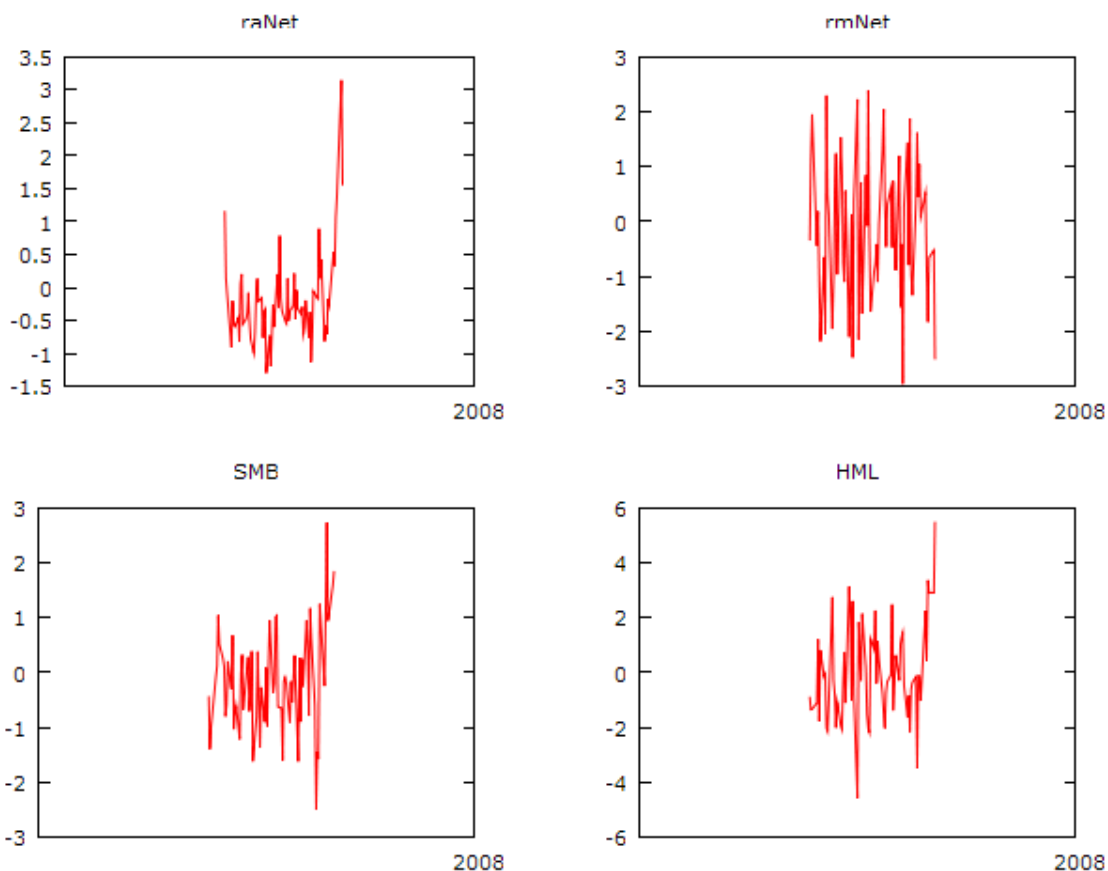
A10.1.15 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente HML



A10.1.16 Andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A10.1.17 Andamento dell'insieme delle variabili



A10.2 Individuazione della forma del modello

A10.2.1 Forma del modello auspicata

$$\text{RaNet}_t = a + b \cdot \text{RmNet}_t + c \cdot \text{SMB}_t + d \cdot \text{HML}_t$$

A10.2.2 Stima del modello OLS completo

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 72 observations 07/05/23-07/09/05				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0318785	0.0684998	-0.4654	0.6431
rmNet	0.425967	0.0808409	5.269	1.52e-06 ***
SMB	0.470299	0.0900271	5.224	1.82e-06 ***
HML	0.209969	0.0513364	4.090	0.0001 ***
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360	
Sum squared resid	20.00312	S.E. of regression	0.542368	
R-squared	0.407147	Adjusted R-squared	0.380991	
F(3, 68)	15.56650	P-value(F)	8.26e-08	
Log-likelihood	-56.05558	Akaike criterion	120.1112	
Schwarz criterion	129.2178	Hannan-Quinn	123.7365	
rho	0.181215	Durbin-Watson	1.475971	

A10.2.3 Test Omissione variabili

Test omissione variabili OLS ridotto				
Esito sintetico del test:				
Test for omission of variables -				
Null hypothesis: parameters are zero for the variables				
const				
Test statistic: F(1, 68) = 0.216579				
with p-value = P(F(1, 68) > 0.216579) = 0.643146				
Dettaglio test:				
Model 3: OLS estimates using the 72 observations 07/05/23-07/09/05				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.438034	0.0761338	5.753	2.20e-07 ***
SMB	0.482454	0.0856642	5.632	3.57e-07 ***
HML	0.213704	0.0504168	4.239	6.84e-05 ***
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360	
Sum squared resid	20.06683	S.E. of regression	0.539281	
R-squared	0.447438	Adjusted R-squared	0.431421	
F(3, 69)	18.62426	P-value(F)	5.90e-09	
Log-likelihood	-56.17005	Akaike criterion	118.3401	
Schwarz criterion	125.1701	Hannan-Quinn	121.0592	
rho	0.175120	Durbin-Watson	1.493490	
Comparison of Model 1 and Model 3:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero for the				
Variable const				
Test statistic: F(1, 68) = 0.216579, with p-value = 0.643146				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

A10.2.4 Stima modello OLS Ridotto

Stima modello OLS ridotto (senza costante)				
OLSr:				
OLS estimates using the 72 observations 07/05/23-07/09/05				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.438034	0.0761338	5.753	2.20e-07 ***
SMB	0.482454	0.0856642	5.632	3.57e-07 ***
HML	0.213704	0.0504168	4.239	6.84e-05 ***
Mean dependent var	-0.189133	S.D. dependent var	0.689360	
Sum squared resid	20.06683	S.E. of regression	0.539281	
R-squared	0.447438	Adjusted R-squared	0.431421	
F(3, 69)	18.62426	P-value(F)	5.90e-09	
Log-likelihood	-56.17005	Akaike criterion	118.3401	
Schwarz criterion	125.1701	Hannan-Quinn	121.0592	
rho	0.175120	Durbin-Watson	1.493490	

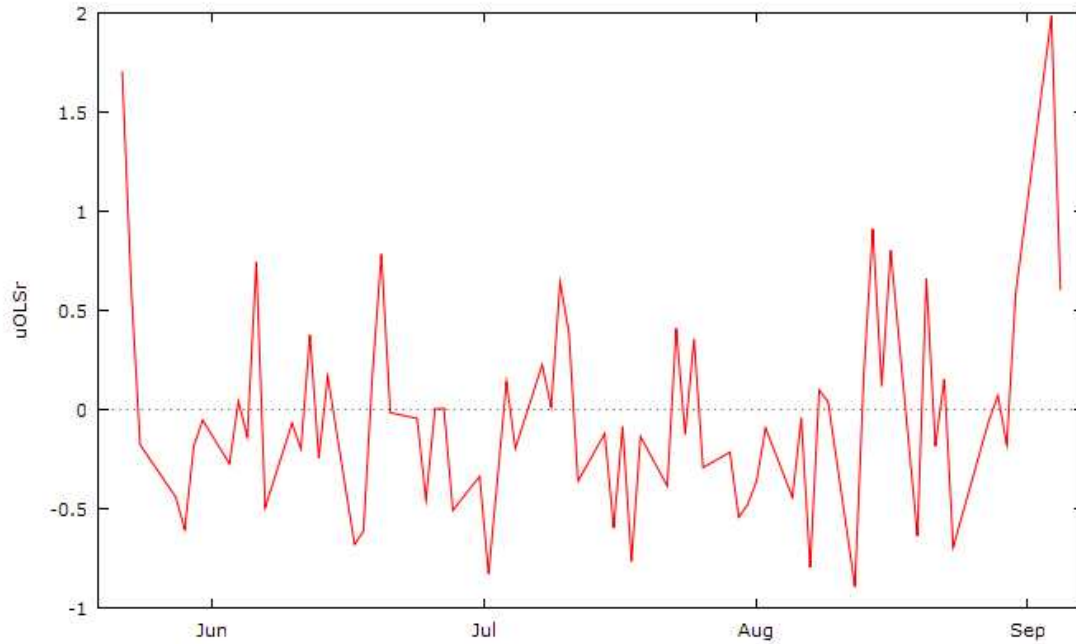
A10.2.5 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

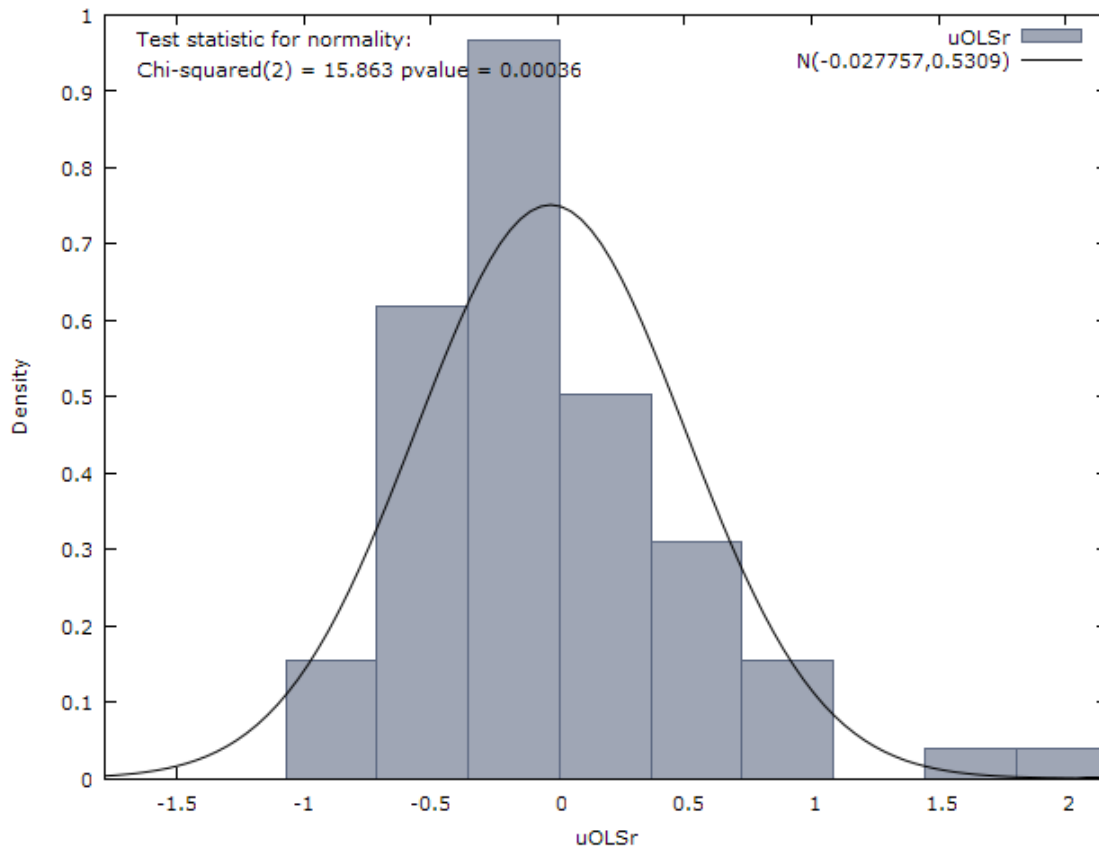
A10.2.6 Test normalità sui residui del modello Ols

Test Normalità Residui
Test for normality of uOLSr:
Doornik-Hansen test = 15.8625, with p-value 0.000359329
Shapiro-Wilk W = 0.918715, with p-value 0.000187695
Lilliefors test = 0.125964, with p-value ≈ 0.01
Jarque-Bera test = 39.189, with p-value 3.09187e-009

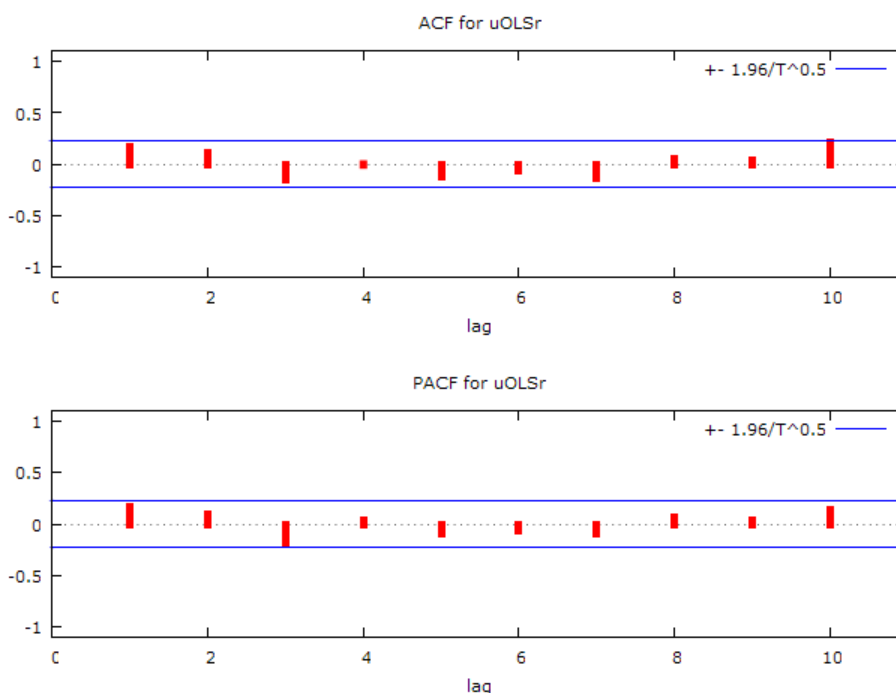
A10.2.7 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A10.2.8 Grafico distribuzione dei residui del modello OLS



A10.2.9 Grafico del correlogramma dei residui



A10.2.10 Funzione di autocorrelazione dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uOLSr					
LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]	
1	0.1664	0.1664	2.0772	[0.150]	
2	0.1175	0.0924	3.1280	[0.209]	
3	-0.1587	-0.1990 *	5.0738	[0.166]	
4	-0.0095	0.0390	5.0809	[0.279]	
5	-0.1299	-0.0994	6.4227	[0.267]	
6	-0.0692	-0.0717	6.8091	[0.339]	
7	-0.1377	-0.0904	8.3636	[0.302]	
8	0.0495	0.0693	8.5678	[0.380]	
9	0.0442	0.0342	8.7328	[0.462]	
10	0.2072 *	0.1471	12.4205	[0.258]	

A10.2.11 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

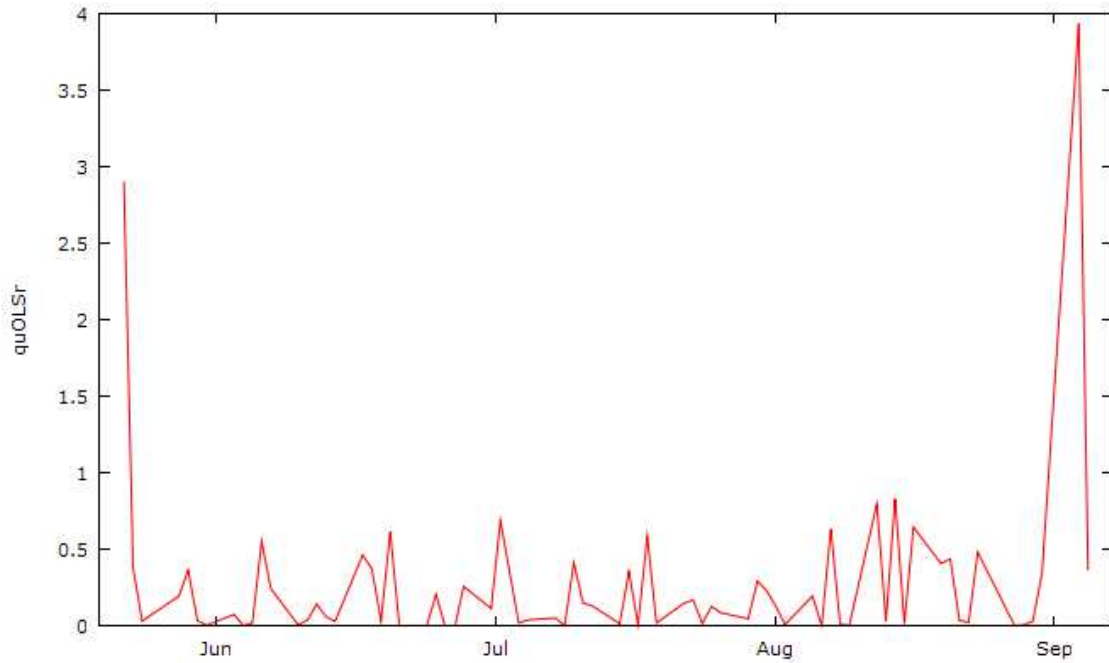
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uOLSr including one lag of (1-L)uOLSr sample size 70 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.043 estimated value of (a - 1): -0.732193 test statistic: tau_nc(1) = -4.57337 asymptotic p-value 5.453e-006</p> <p>test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.042 estimated value of (a - 1): -0.754311 test statistic: tau_c(1) = -4.6252 asymptotic p-value 0.0001119</p>

```

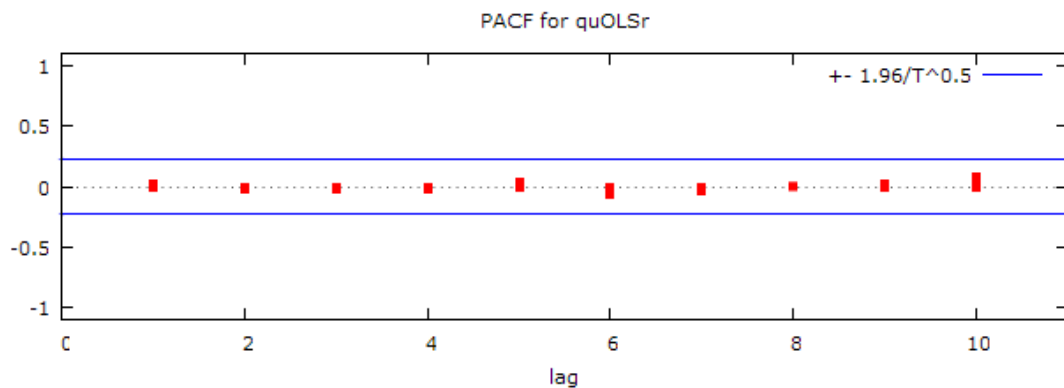
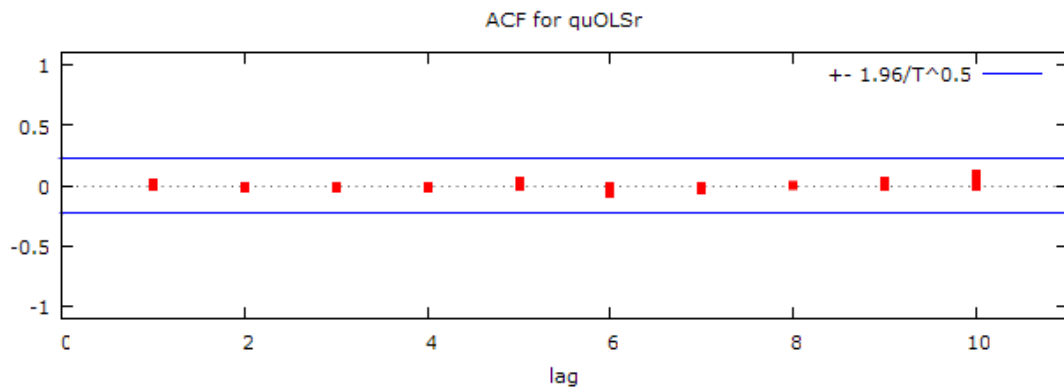
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.043
estimated value of (a - 1): -0.772499
test statistic: tau_ct(1) = -4.80016
asymptotic p-value 0.0004322

```

A10.2.12 Grafico andamento quadrati residui modello OLS



A10.2.13 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui OLS



A10.2.14 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for quOLSr				
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]	
1	0.0230	0.0230	0.0399	[0.842]
2	-0.0195	-0.0201	0.0689	[0.966]
3	-0.0275	-0.0266	0.1273	[0.988]
4	-0.0192	-0.0184	0.1563	[0.997]
5	0.0361	0.0360	0.2602	[0.998]
6	-0.0596	-0.0629	0.5472	[0.997]
7	-0.0348	-0.0317	0.6463	[0.999]
8	0.0026	0.0034	0.6468	[1.000]
9	0.0306	0.0276	0.7262	[1.000]
10	0.0938	0.0877	1.4827	[0.999]

Appendice 11: Analisi del 6 sottocampione dei dati giornalieri (S6)

A11.1 Descrizione del sottocampione

A11.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **6 Settembre 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **19 Dicembre 2019**
 Numero Rilevazioni: **74**
 Cod Identificativo: **S6**

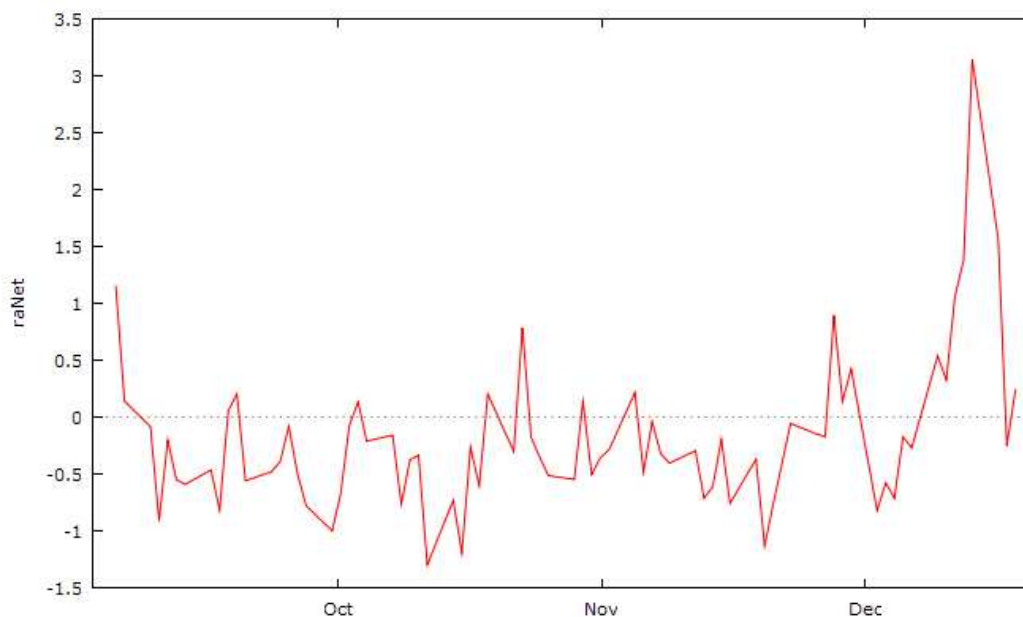
A11.1.2 Statistiche di Base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 07/09/06 - 07/12/19				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.18413	-0.29743	-1.2985	3.1482
rmNet	-0.11914	-0.18893	-2.9571	2.3928
SMB	-0.16852	-0.20093	-2.4928	2.7353
HML	-0.13077	-0.37135	-4.5757	5.4658
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	0.68175	3.7026	2.0492	6.8004
rmNet	1.2860	10.794	-0.0080006	-0.64915
SMB	0.92003	5.4594	0.34265	0.49077
HML	1.7856	13.654	0.50346	0.38752

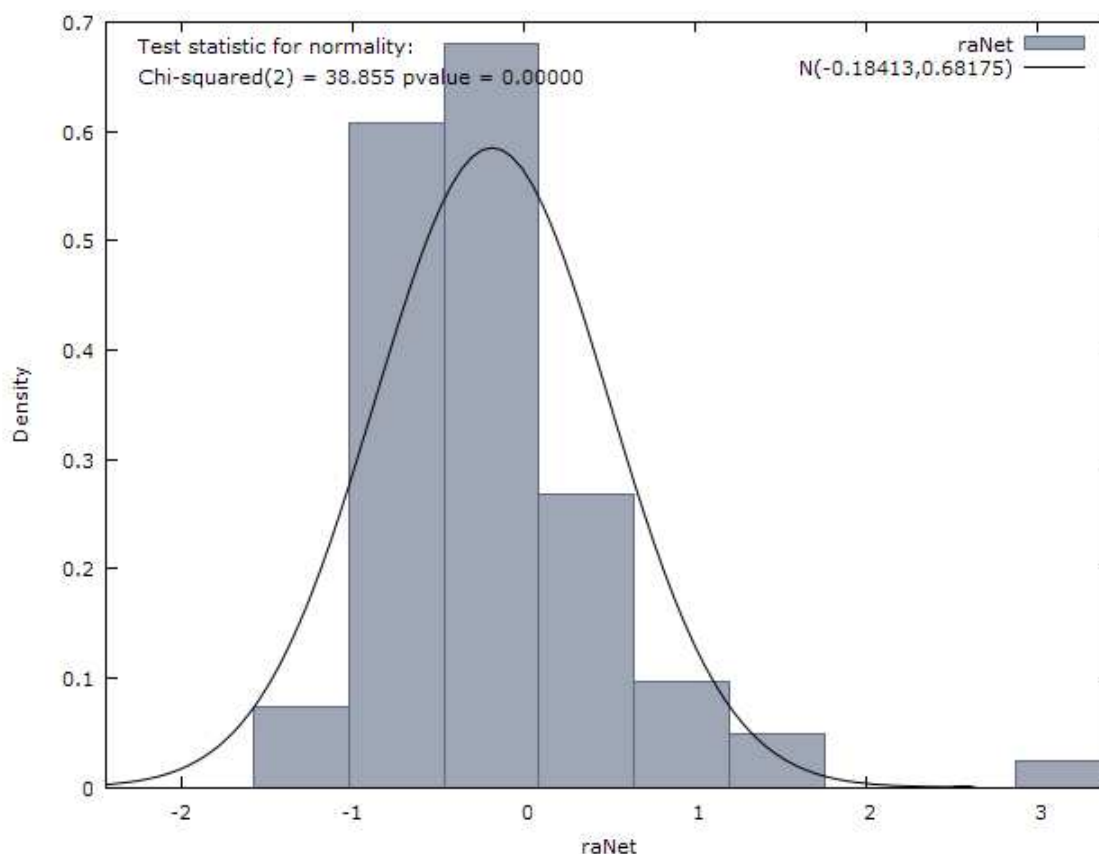
A11.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 07/09/06 - 07/12/19				
5% critical value (two-tailed) = 0.2287 for n = 74				
raNet	rmNet	SMB	HML	
1.0000	0.0249	0.3878	0.2645	raNet
	1.0000	-0.6146	-0.7184	rmNet
		1.0000	0.4711	SMB
			1.0000	HML

A11.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



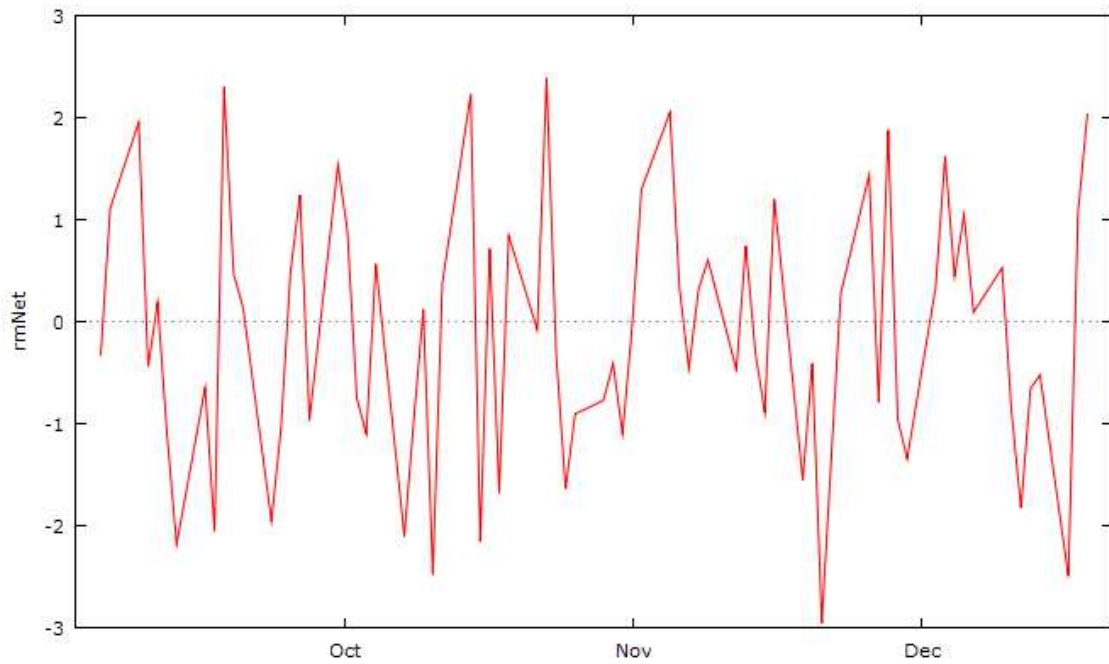
A11.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet con la normale



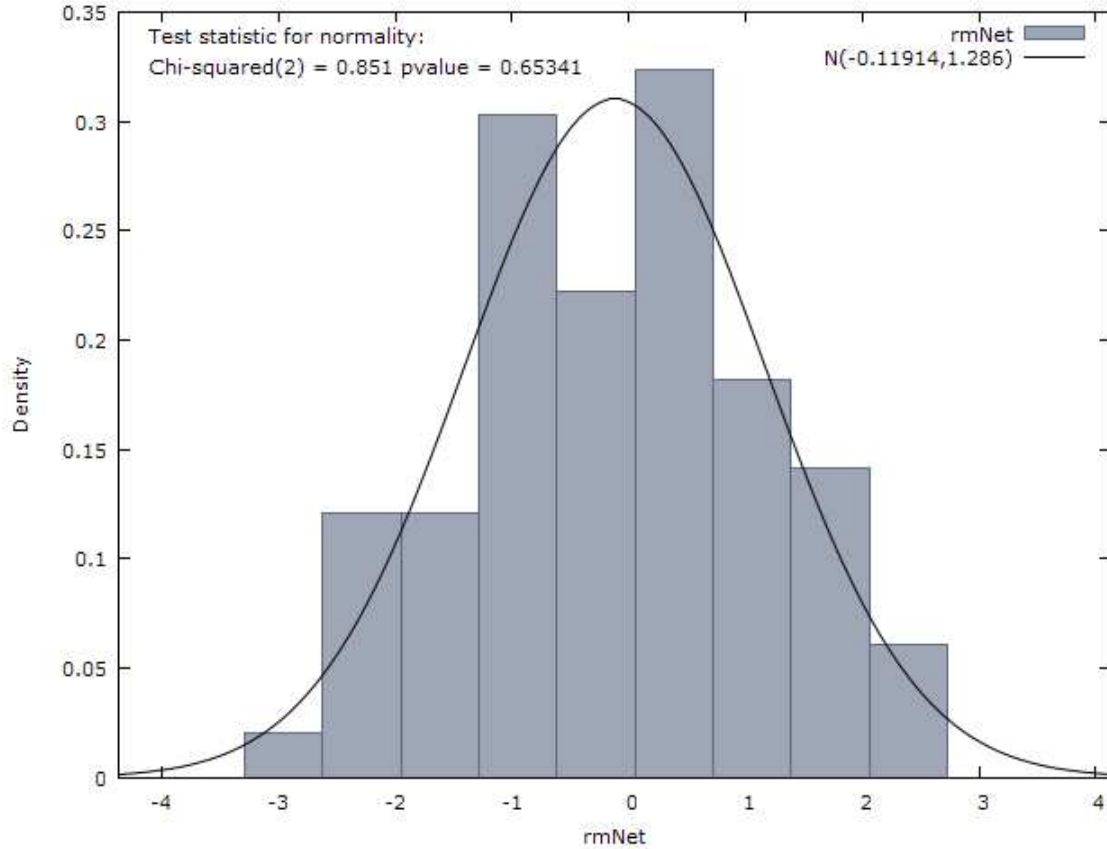
A11.1.6 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 72 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.013 estimated value of (a - 1): -0.343889 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -3.27021$ asymptotic p-value 0.001051</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.018 estimated value of (a - 1): -0.38493 test statistic: $\tau_c(1) = -3.4806$ asymptotic p-value 0.008528</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.018 estimated value of (a - 1): -0.485407 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -4.10346$ asymptotic p-value 0.006157</p>

A11.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



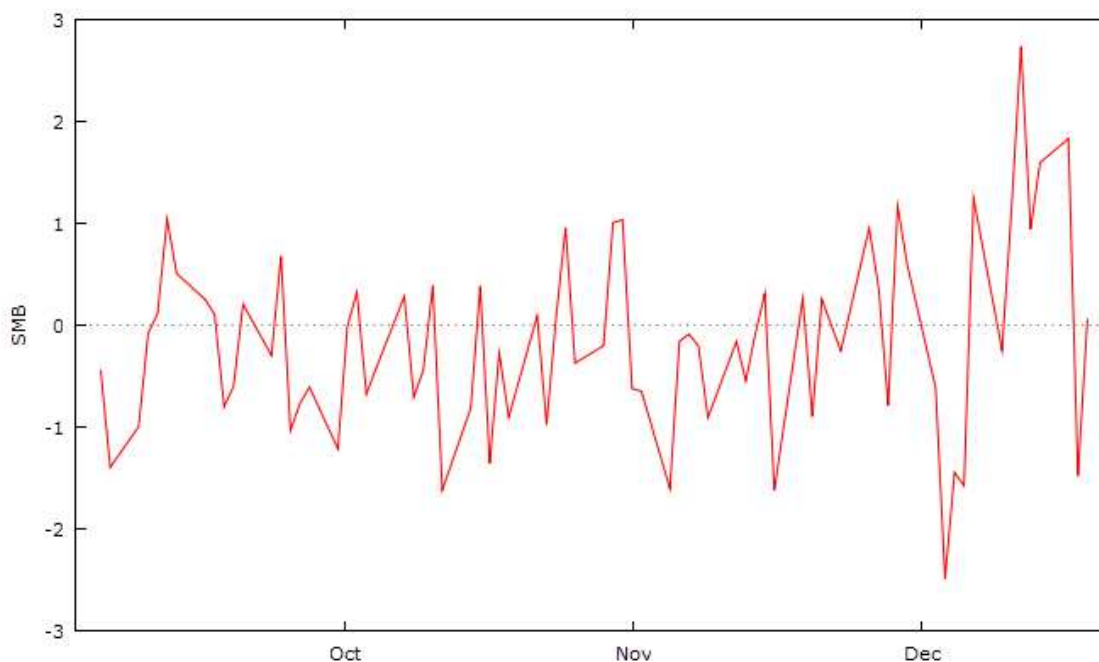
A11.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet con la normale



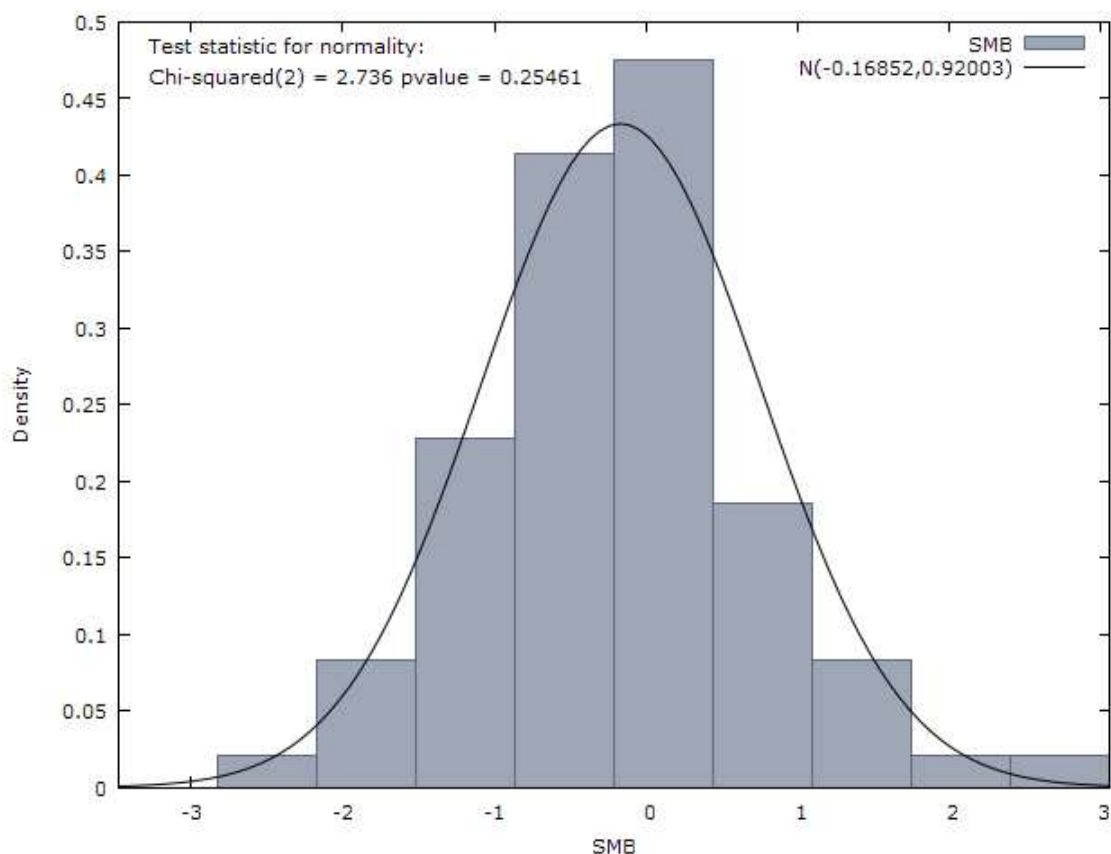
A11.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rmNet including one lag of (1-L)rmNet sample size 72 unit-root null hypothesis: $a = 1$
test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.020 estimated value of $(a - 1)$: -1.03092 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -5.93516$ asymptotic p-value 6.549e-009
test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.026 estimated value of $(a - 1)$: -1.05904 test statistic: $\tau_c(1) = -5.99527$ asymptotic p-value 1.23e-007
with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.029 estimated value of $(a - 1)$: -1.05663 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -5.9426$ asymptotic p-value 1.598e-006

A11.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



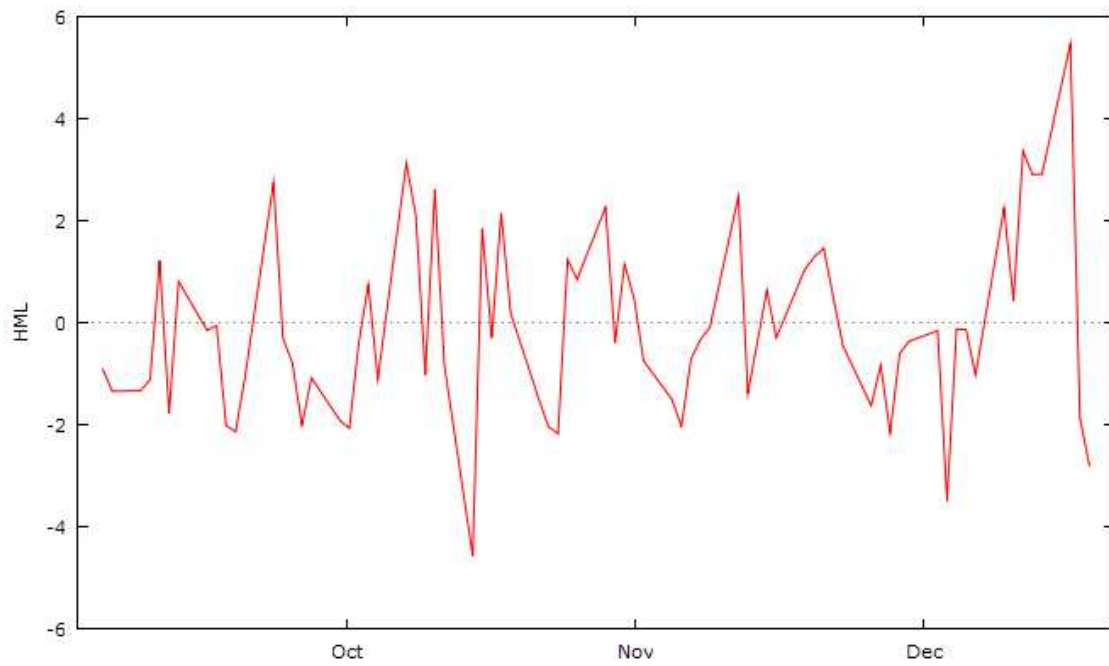
A11.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB con la normale



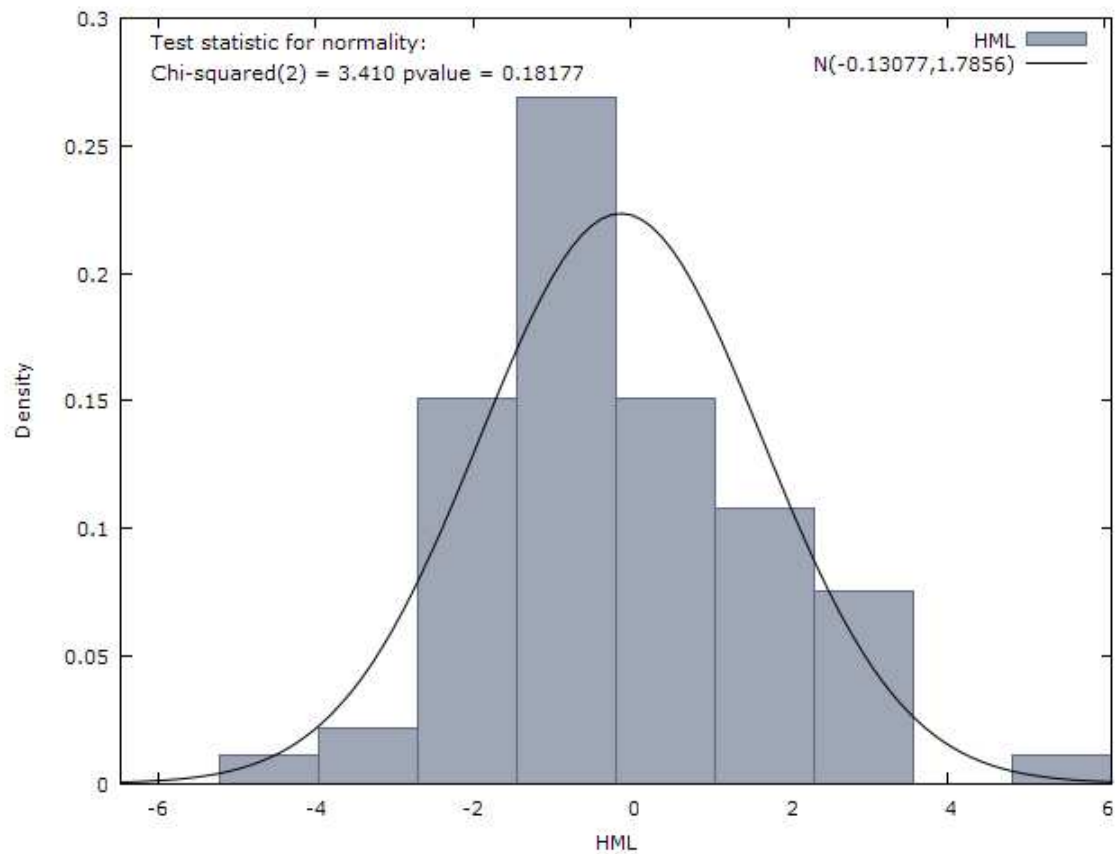
A11.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 72 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.019 estimated value of (a - 1): -0.664126 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -4.63027$ asymptotic p-value 4.213e-006</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.014 estimated value of (a - 1): -0.6926 test statistic: $\tau_c(1) = -4.70758$ asymptotic p-value 7.786e-005</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.009 estimated value of (a - 1): -0.727403 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -4.76226$ asymptotic p-value 0.000507</p>

A11.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



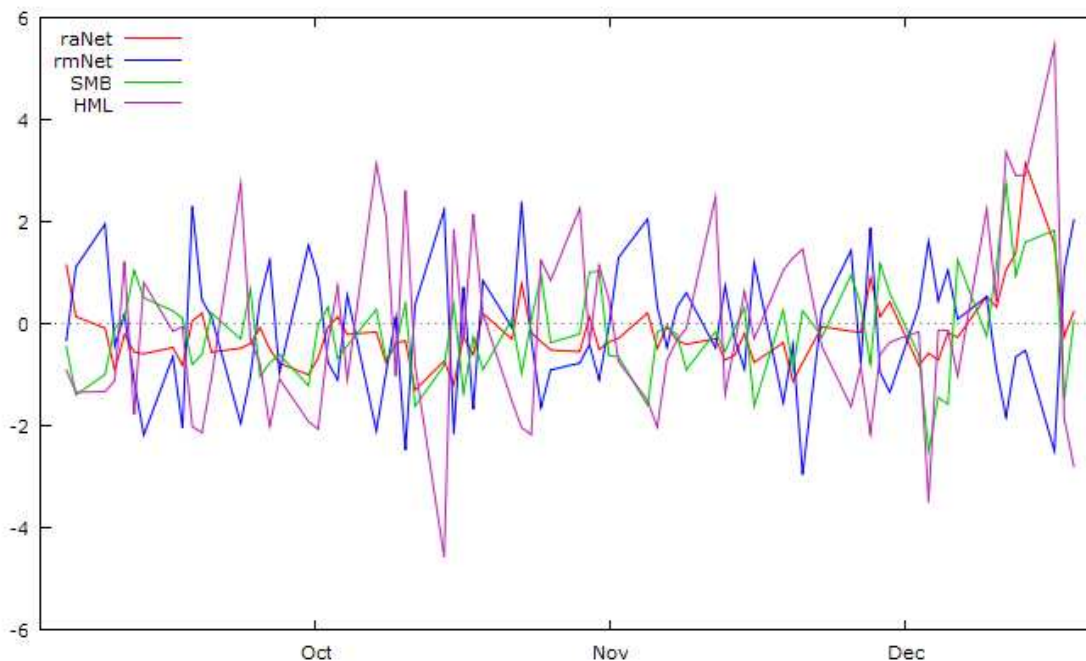
A11.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML con la normale



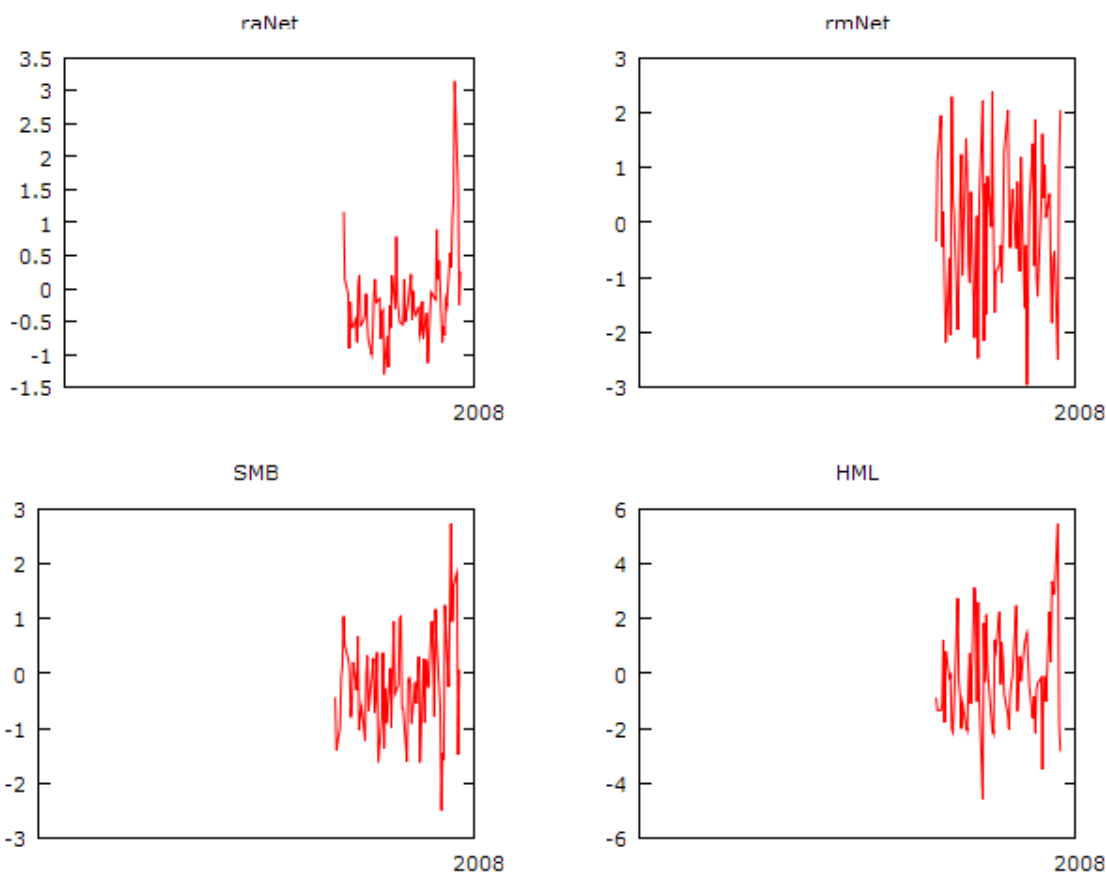
A11.1.15 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente HML

```
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller  
Augmented Dickey-Fuller test for HML  
including one lag of (1-L)HML  
sample size 72  
unit-root null hypothesis: a = 1  
  
test without constant  
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.005  
estimated value of (a - 1): -0.746857  
test statistic: tau_nc(1) = -4.87635  
asymptotic p-value 1.346e-006  
  
test with constant  
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004  
estimated value of (a - 1): -0.750251  
test statistic: tau_c(1) = -4.86125  
asymptotic p-value 3.891e-005  
  
with constant and trend  
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e  
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001  
estimated value of (a - 1): -0.806644  
test statistic: tau_ct(1) = -4.94647  
asymptotic p-value 0.0001
```

A11.1.16 Andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A11.1.17 Andamento dell'insieme delle variabili



A11.2 Individuazione della forma del modello

A11.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

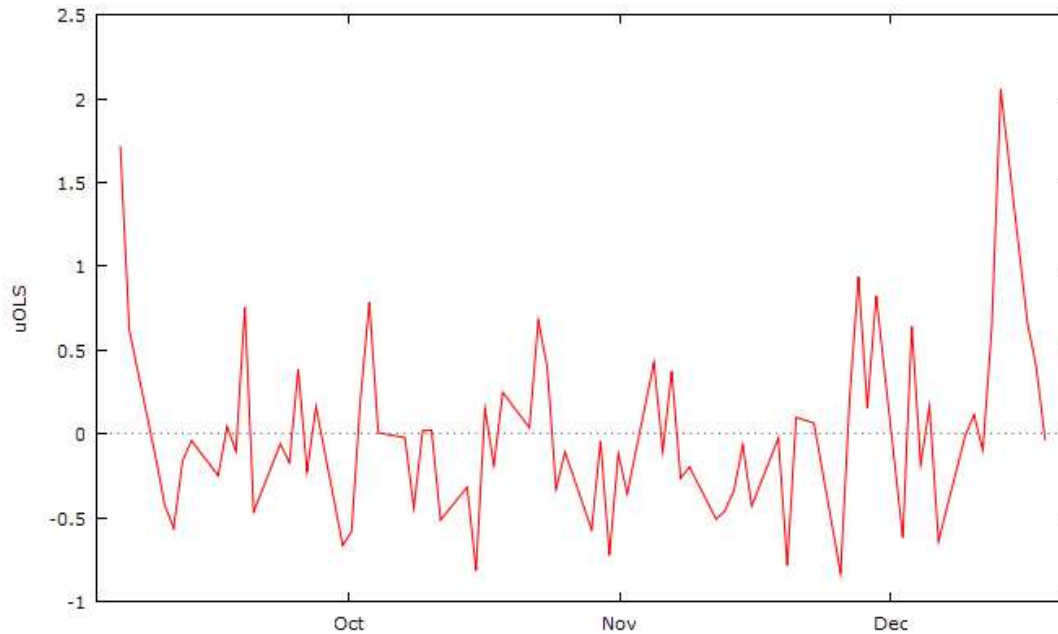
A11.2.2 Stima del modello OLS completo

Stima modello OLS Completo				
Model 2: OLS estimates using the 74 observations 07/09/06-07/12/19				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0287366	0.0665471	-0.4318	0.6672
rmNet	0.423694	0.0786504	5.387	9.10e-07 ***
SMB	0.460860	0.0866950	5.316	1.20e-06 ***
HML	0.208348	0.0506554	4.113	0.0001 ***
Mean dependent var	-0.184125	S.D. dependent var	0.681747	
Sum squared resid	20.17125	S.E. of regression	0.536806	
R-squared	0.405484	Adjusted R-squared	0.380005	
F(3, 70)	15.91427	P-value(F)	5.46e-08	
Log-likelihood	-56.90860	Akaike criterion	121.8172	
Schwarz criterion	131.0335	Hannan-Quinn	125.4937	
rho	0.196623	Durbin-Watson	1.461488	

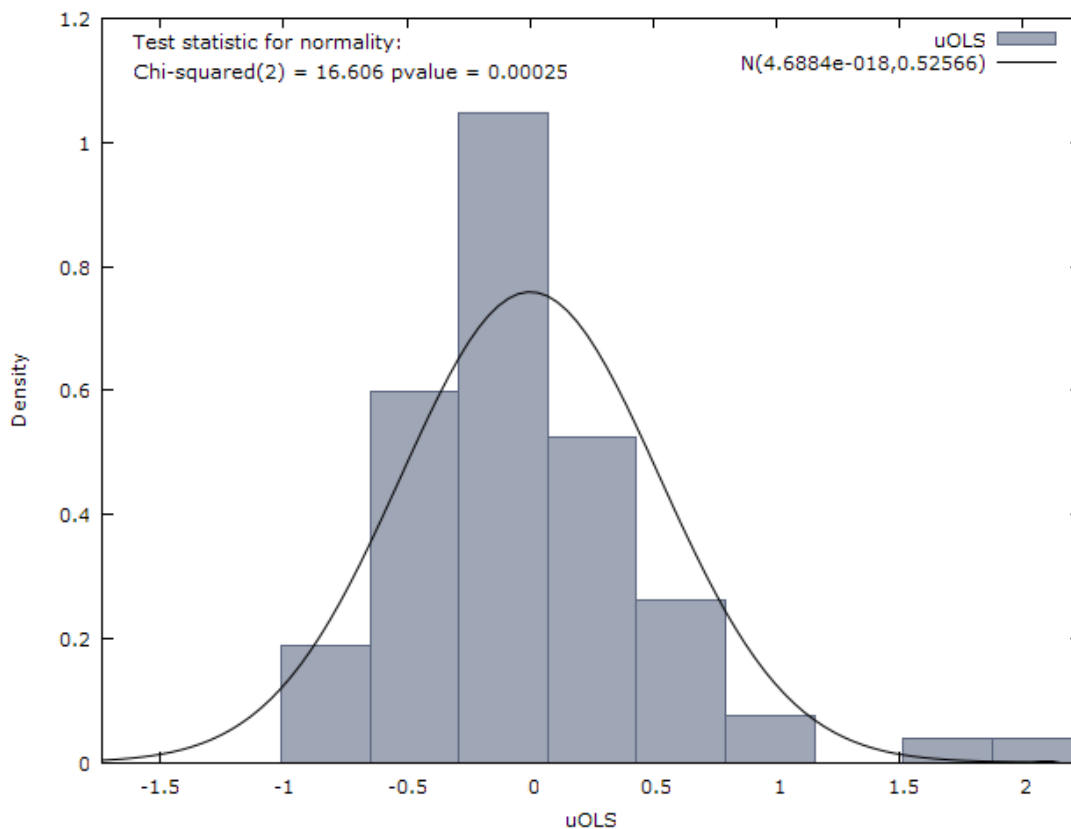
A11.2.3 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normalità Residui
Test for normality of uOLS: Doornik-Hansen test = 16.6063, with p-value 0.000247731 Shapiro-Wilk W = 0.915999, with p-value 0.000115375 Lilliefors test = 0.120956, with p-value \approx 0.01 Jarque-Bera test = 45.3079, with p-value 1.45046e-010

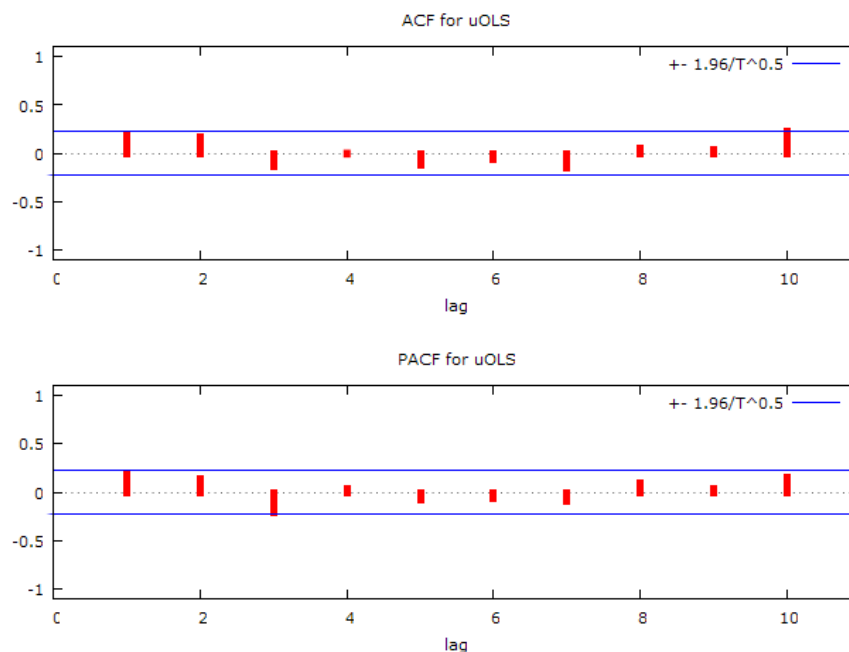
A11.2.4 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A11.2.5 Grafico distribuzione dei residui del modello OLS



A11.2.6 Grafico del correlogramma dei residui



A11.2.7 Funzione di autocorrelazione dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uOLS					
LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0.1966	*	0.1966	2.9781	[0.084]
2	0.1669		0.1334	5.1548	[0.076]
3	-0.1383		-0.2044	6.6704	[0.083]
4	-0.0089		0.0337	6.6768	[0.154]
5	-0.1211		-0.0754	7.8719	[0.163]
6	-0.0686		-0.0703	8.2615	[0.220]
7	-0.1502		-0.0982	10.1540	[0.180]
8	0.0517		0.0988	10.3819	[0.239]
9	0.0409		0.0388	10.5269	[0.310]
10	0.2209	*	0.1525	14.8159	[0.139]

A11.2.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

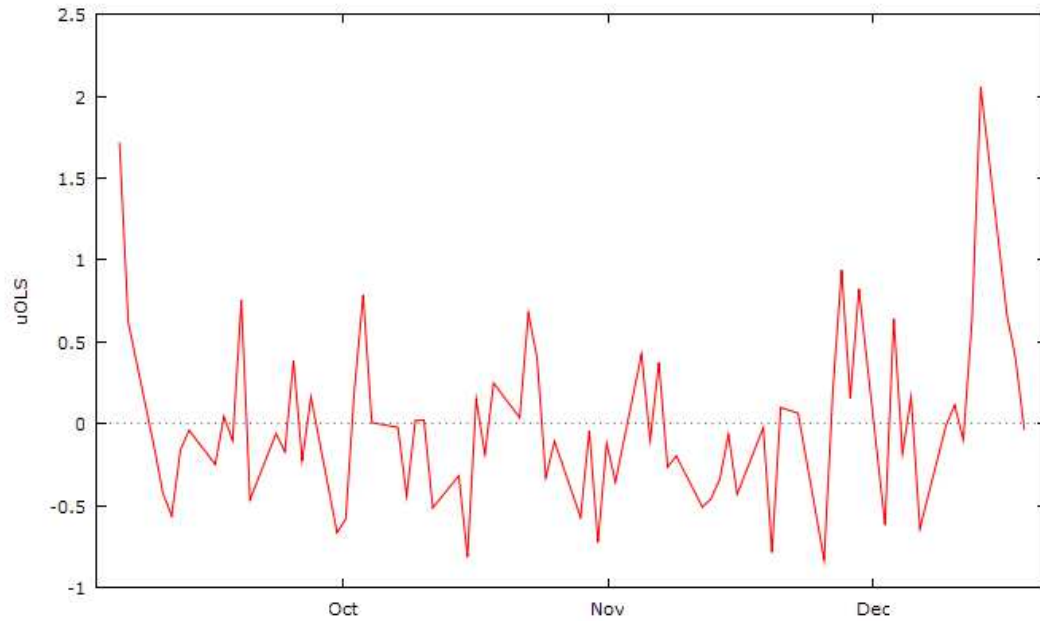
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uOLS including one lag of (1-L)uOLS sample size 72 unit-root null hypothesis: $a = 1$ test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.045 estimated value of $(a - 1)$: -0.722853 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -5.07035$ asymptotic p-value 5.326e-007
test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.045 estimated value of $(a - 1)$: -0.725607 test statistic: $\tau_c(1) = -5.0588$ asymptotic p-value 1.545e-005

```

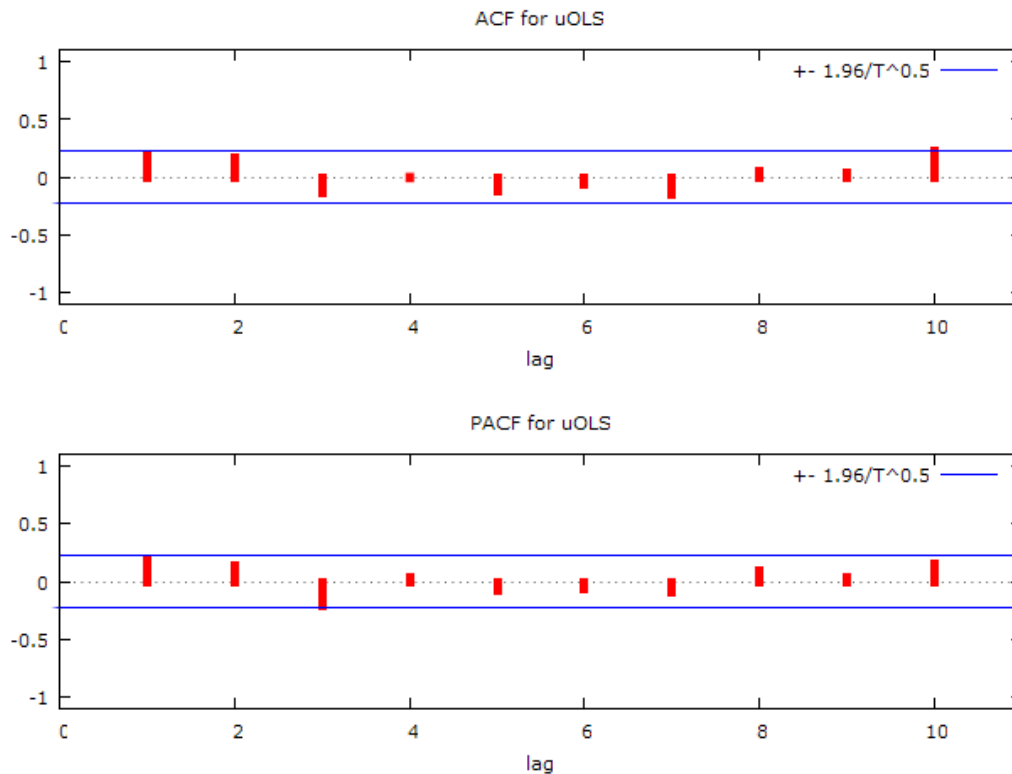
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.044
estimated value of (a - 1): -0.774438
test statistic: tau_ct(1) = -5.37384
asymptotic p-value 3.13e-005

```

A11.2.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello OLS



A11.2.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui OLS



A11.2.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uOLS					
LAG	ACF		PACF	Q-stat. [p-value]	
1	0.1966 *		0.1966 *	2.9781	[0.084]
2	0.1669		0.1334	5.1548	[0.076]
3	-0.1383		-0.2044 *	6.6704	[0.083]
4	-0.0089		0.0337	6.6768	[0.154]
5	-0.1211		-0.0754	7.8719	[0.163]
6	-0.0686		-0.0703	8.2615	[0.220]
7	-0.1502		-0.0982	10.1540	[0.180]
8	0.0517		0.0988	10.3819	[0.239]
9	0.0409		0.0388	10.5269	[0.310]
10	0.2209 *		0.1525	14.8159	[0.139]

A11.2.12 Test Omissione Variabili

Test Omissione Variabili				
Esito sintetico test:				
Test for omission of variables -				
Null hypothesis: parameters are zero for the variables const				
Test statistic: $F(1, 70) = 0.186471$				
with p-value = $P(F(1, 70) > 0.186471) = 0.667197$				
Dettaglio Test:				
Model 3: OLS estimates using the 74 observations 07/09/06-07/12/19				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.433915	0.0745727	5.819	1.57e-07 ***
SMB	0.471250	0.0828102	5.691	2.64e-07 ***
HML	0.212165	0.0495916	4.278	5.78e-05 ***
Mean dependent var	-0.184125	S.D. dependent var	0.681747	
Sum squared resid	20.22498	S.E. of regression	0.533722	
R-squared	0.444942	Adjusted R-squared	0.429307	
F(3, 71)	18.97152	P-value(F)	3.87e-09	
Log-likelihood	-57.00703	Akaike criterion	120.0141	
Schwarz criterion	126.9263	Hannan-Quinn	122.7714	
rho	0.190209	Durbin-Watson	1.477483	
Comparison of Model 1 and Model 3:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero for the variables const				
Test statistic: $F(1, 70) = 0.186471$, with p-value = 0.667197				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

A11.2.13 Stima modello OLS ridotto

Stima modello OLS Ridotto				
Model 4: OLS estimates using the 74 observations 07/09/06-07/12/19				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
rmNet	0.433915	0.0745727	5.819	1.57e-07 ***
SMB	0.471250	0.0828102	5.691	2.64e-07 ***
HML	0.212165	0.0495916	4.278	5.78e-05 ***
Mean dependent var	-0.184125	S.D. dependent var	0.681747	
Sum squared resid	20.22498	S.E. of regression	0.533722	
R-squared	0.444942	Adjusted R-squared	0.429307	
F(3, 71)	18.97152	P-value(F)	3.87e-09	
Log-likelihood	-57.00703	Akaike criterion	120.0141	
Schwarz criterion	126.9263	Hannan-Quinn	122.7714	
rho	0.190209	Durbin-Watson	1.477483	

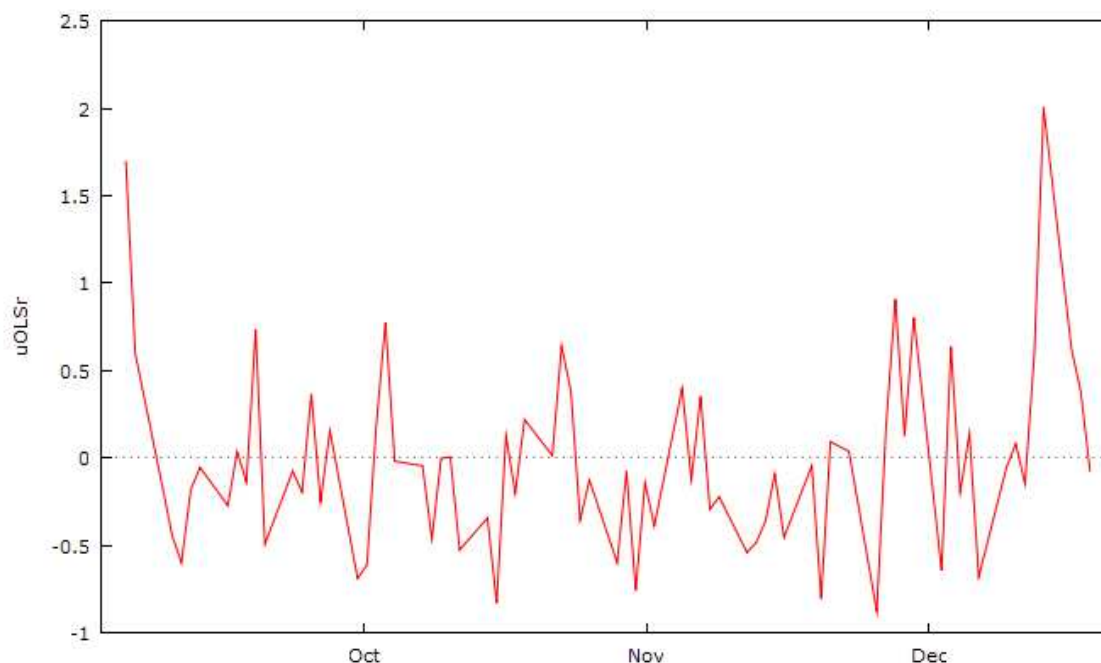
A11.2.14 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

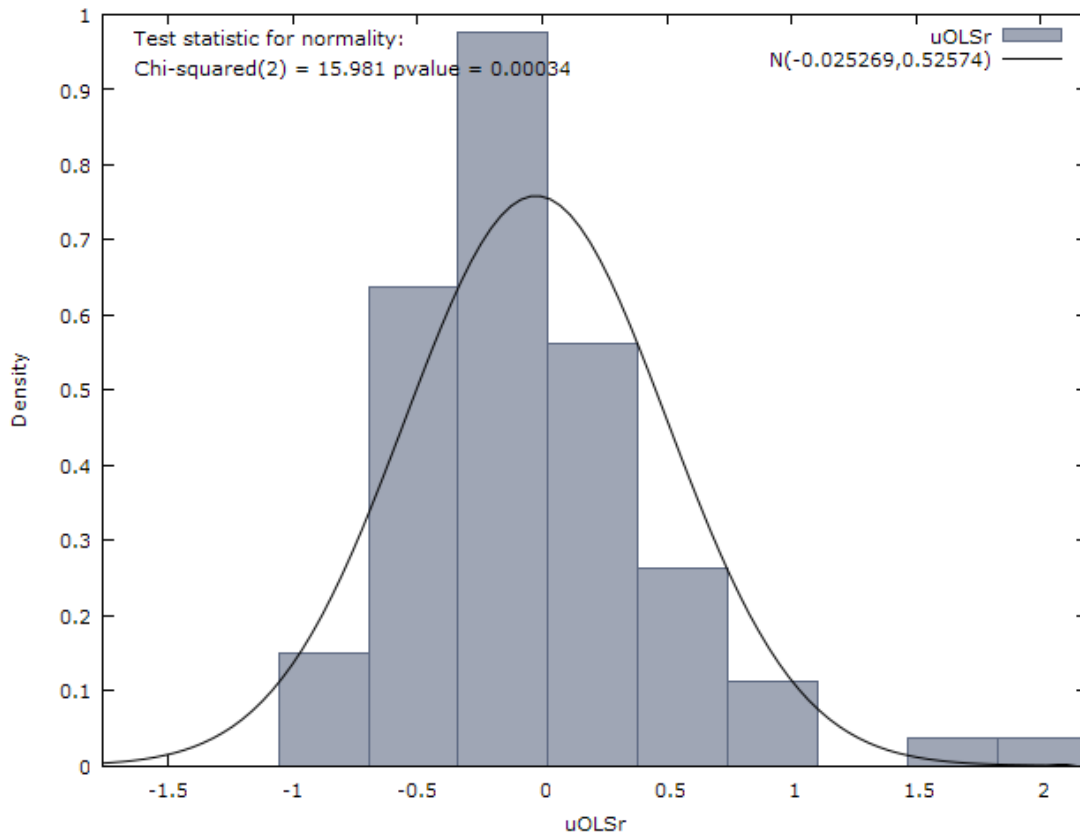
A11.2.15 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normalità Residui
Test for normality of uOLSr:
Doornik-Hansen test = 15.9806, with p-value 0.000338729
Shapiro-Wilk W = 0.919119, with p-value 0.000159013
Lilliefors test = 0.11881, with p-value ~ 0.01
Jarque-Bera test = 42.2925, with p-value 6.55083e-010

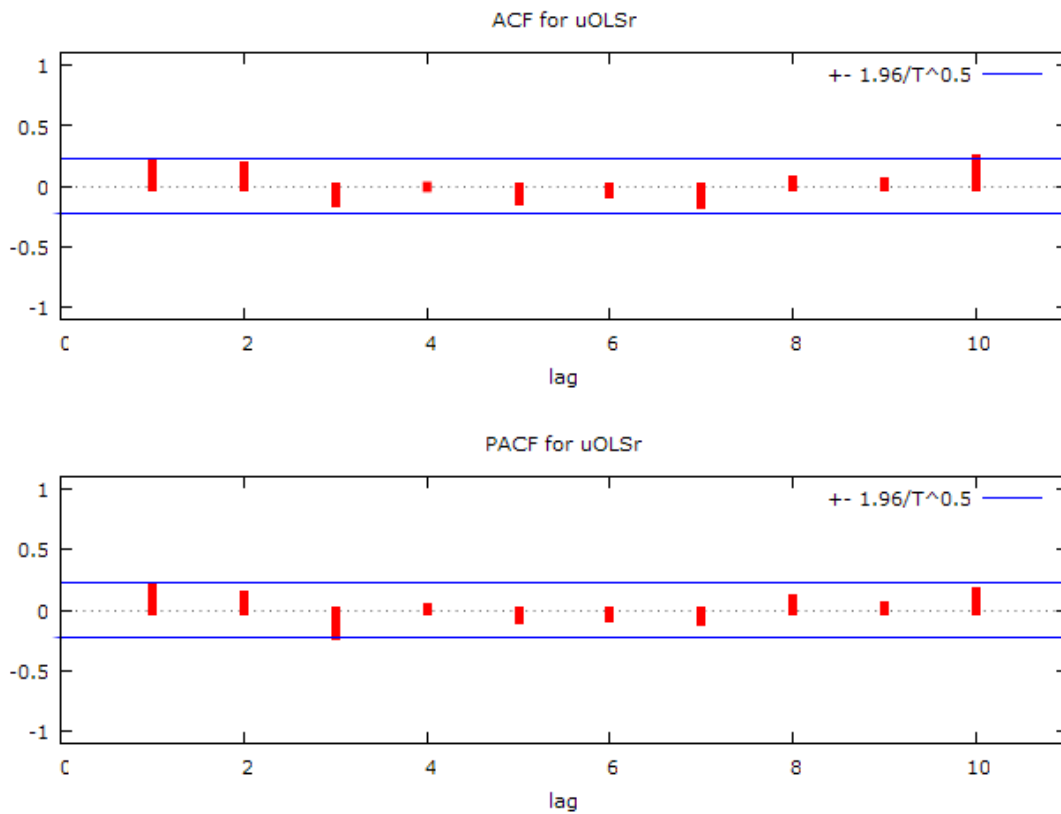
A11.2.16 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A11.2.17 Grafico distribuzione residui modello OLS Ridotto



A11.2.18 Grafico del correlogramma dei residui



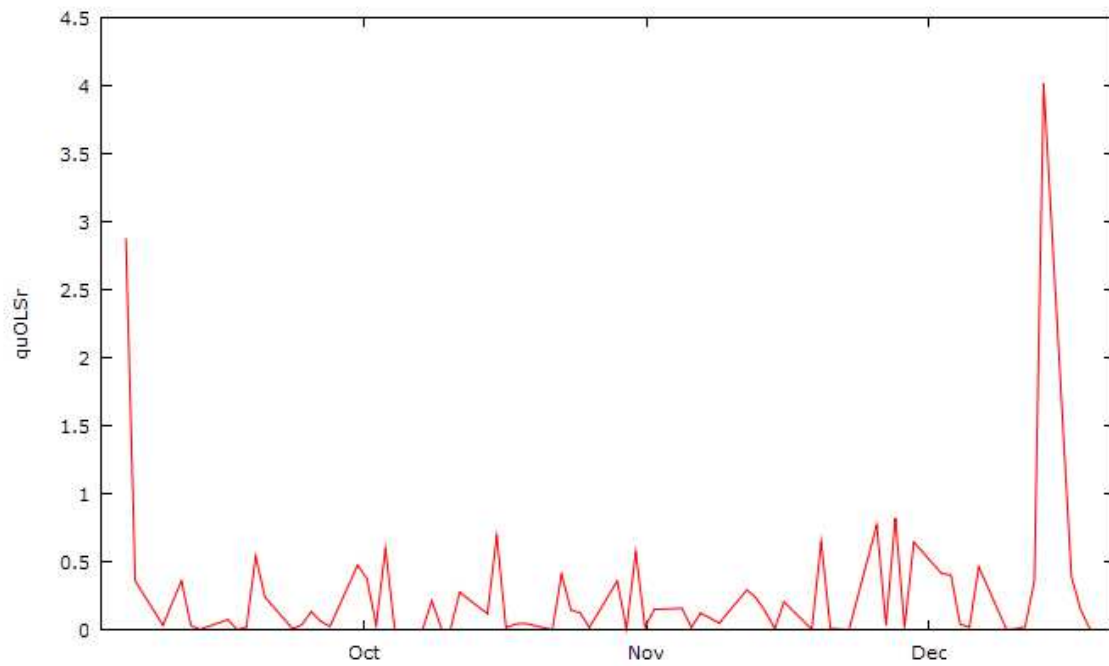
A11.2.19 Funzione di autocorrelazione dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for uOLSr				
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]	
1	0.1862	0.1862	2.6711	[0.102]
2	0.1618	0.1316	4.7148	[0.095]
3	-0.1435	-0.2046 *	6.3451	[0.096]
4	-0.0123	0.0289	6.3572	[0.174]
5	-0.1218	-0.0747	7.5662	[0.182]
6	-0.0681	-0.0708	7.9501	[0.242]
7	-0.1507	-0.1019	9.8559	[0.197]
8	0.0545	0.0987	10.1088	[0.257]
9	0.0396	0.0366	10.2446	[0.331]
10	0.2226 *	0.1537	14.5982	[0.147]

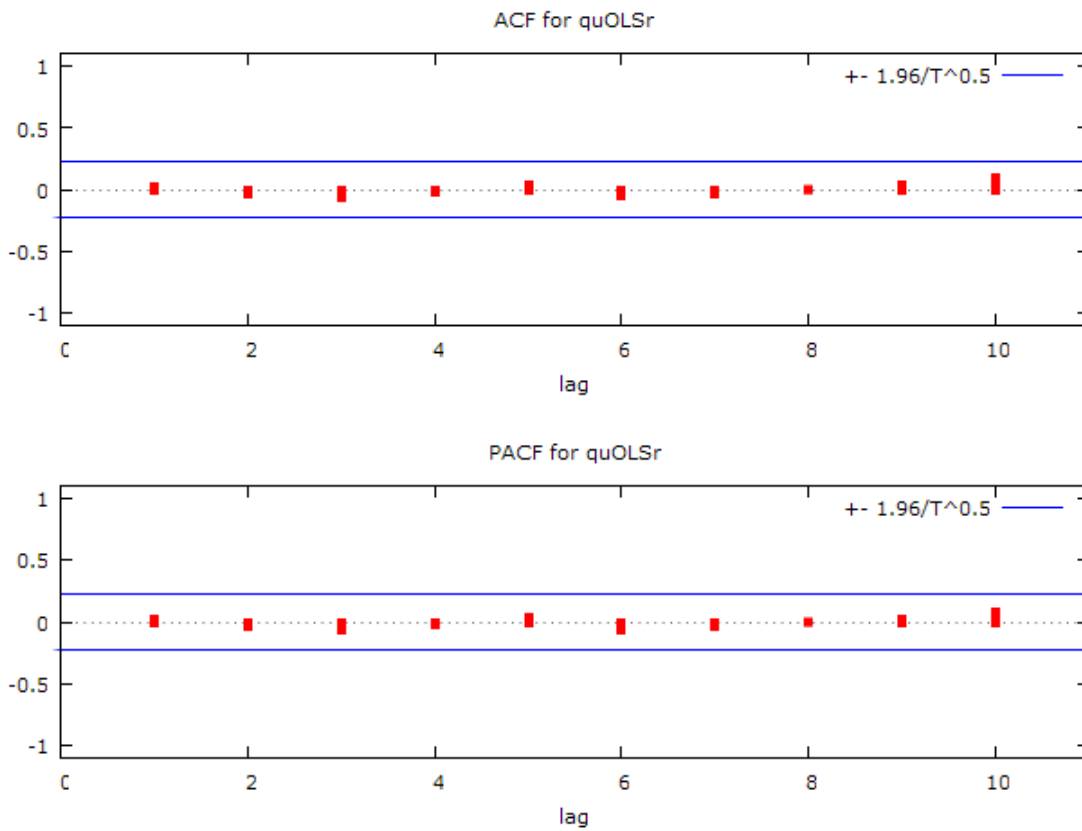
A11.2.20 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for uOLSr including one lag of (1-L)uOLSr sample size 72 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.045 estimated value of $(a - 1)$: -0.725804 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -5.0652$ asymptotic p-value 5.46e-007</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.046 estimated value of $(a - 1)$: -0.738093 test statistic: $\tau_c(1) = -5.11312$ asymptotic p-value 1.191e-005</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.044 estimated value of $(a - 1)$: -0.784406 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -5.41245$ asymptotic p-value 2.587e-005</p>

A11.2.21 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello OLS



A11.2.22 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui OLS



A11.2.23 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for quOLSr				
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]	
1	0.0287	0.0287	0.0633	[0.801]
2	-0.0425	-0.0434	0.2046	[0.903]
3	-0.0695	-0.0672	0.5875	[0.899]
4	-0.0224	-0.0205	0.6278	[0.960]
5	0.0375	0.0331	0.7423	[0.981]
6	-0.0570	-0.0658	1.0108	[0.985]
7	-0.0318	-0.0289	1.0957	[0.993]
8	-0.0029	-0.0019	1.0964	[0.998]
9	0.0345	0.0257	1.1996	[0.999]
10	0.0935	0.0845	1.9678	[0.997]

Appendice 12: Analisi del 7 sottocampione dei dati giornalieri (S7)

A12.1 Descrizione del campione

A12.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **20 Dicembre 2007**
 Data Ultima Rilevazione: **14 Aprile 2008**
 Numero Rilevazioni: **76**
 Cod Identificativo: **S7**

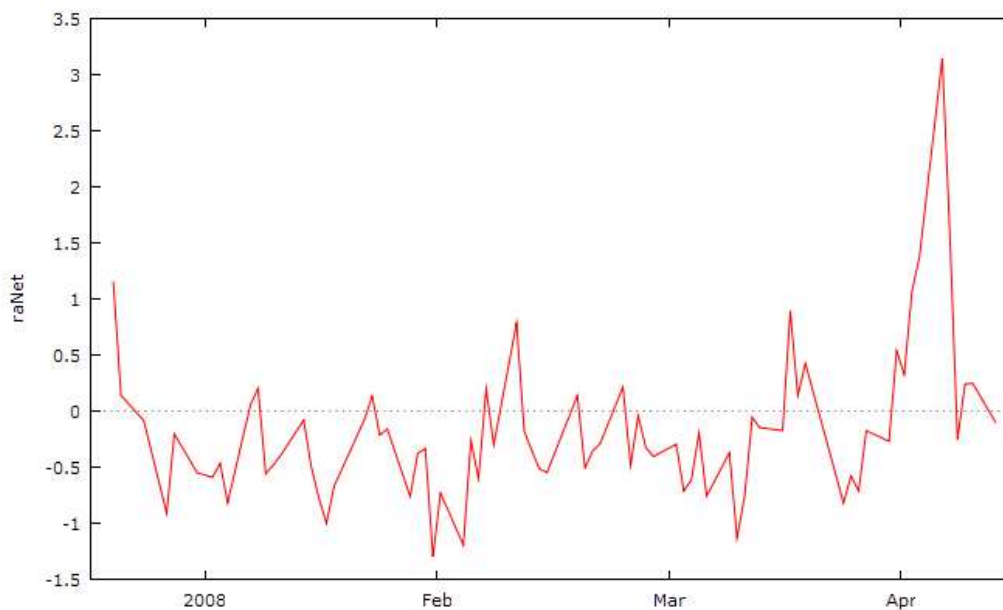
A12.1.2 Statistiche di Base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 07/12/20 - 08/04/14				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.17731	-0.29108	-1.2985	3.1482
rmNet	-0.10183	-0.18893	-2.9571	2.3928
SMB	-0.18072	-0.20093	-2.4928	2.7353
HML	-0.16981	-0.38008	-4.5757	5.4658
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	0.67448	3.8039	2.0324	6.8720
rmNet	1.2819	12.589	-0.023935	-0.65243
SMB	0.92180	5.1008	0.33190	0.44702
HML	1.7842	10.507	0.52378	0.39473

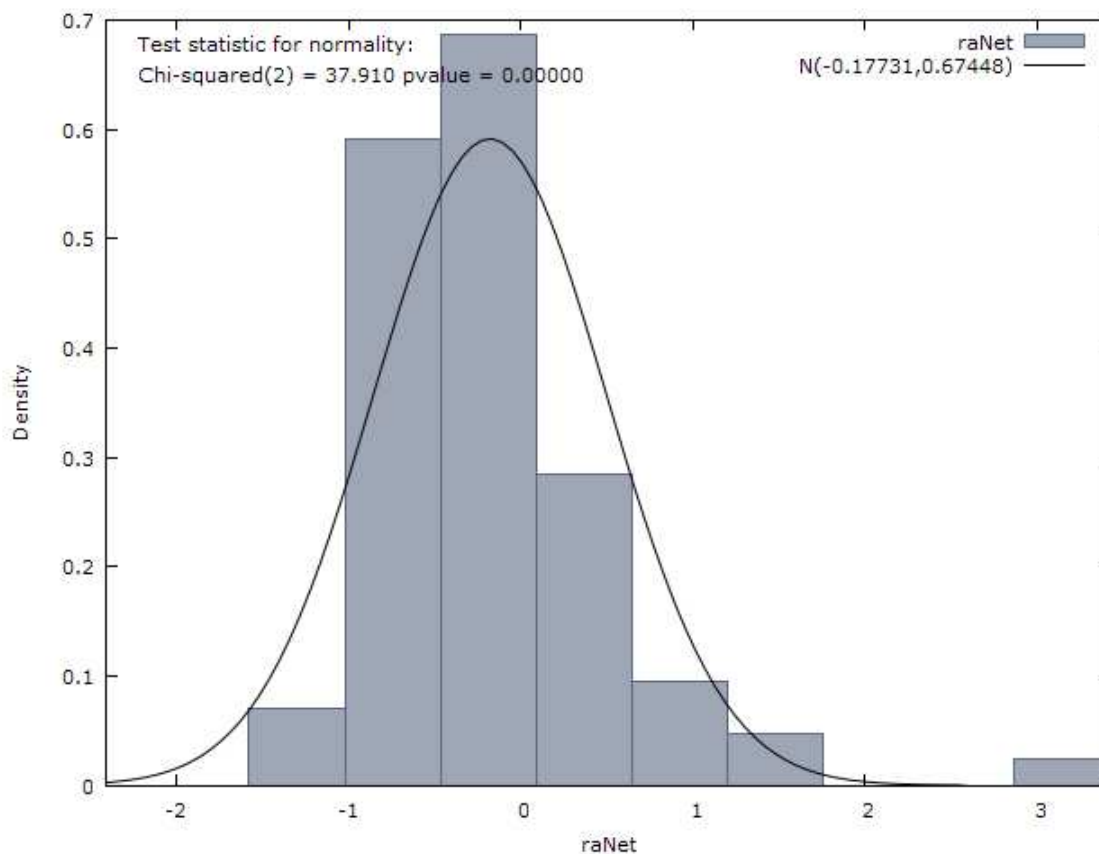
A12.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione					
Correlation Coefficients, using the observations 07/12/20 - 08/04/14					
5% critical value (two-tailed) = 0.2257 for n = 76					
	raNet	rmNet	SMB	HML	
	1.0000	0.0346	0.3693	0.2486	raNet
		1.0000	-0.6237	-0.7230	rmNet
			1.0000	0.4819	SMB
				1.0000	HML

A12.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



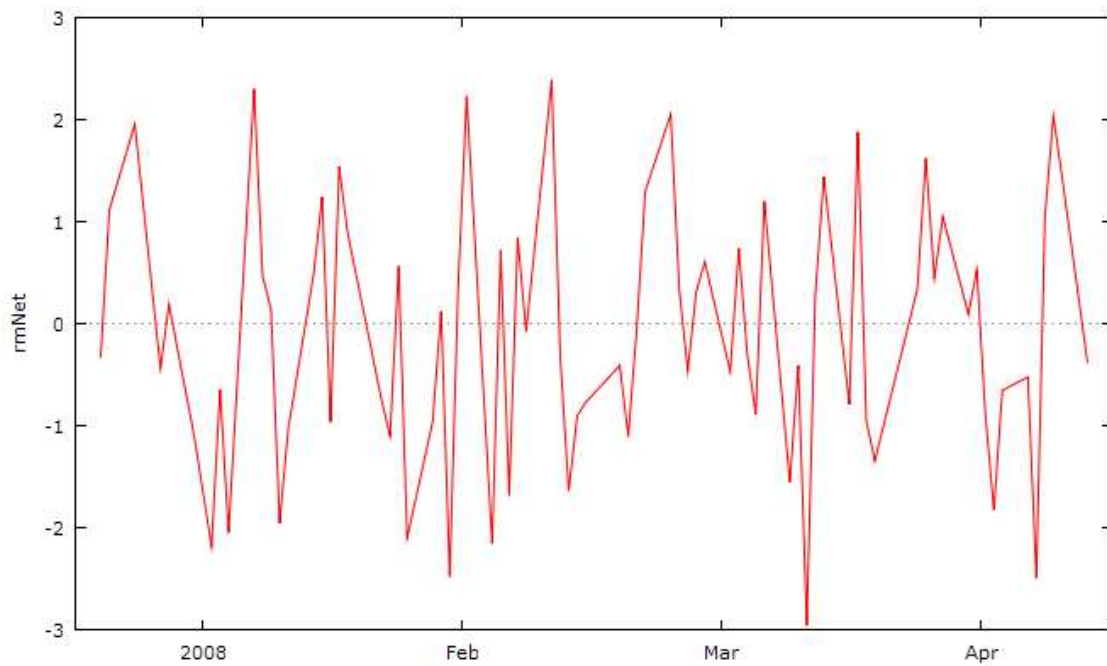
A12.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet con la normale



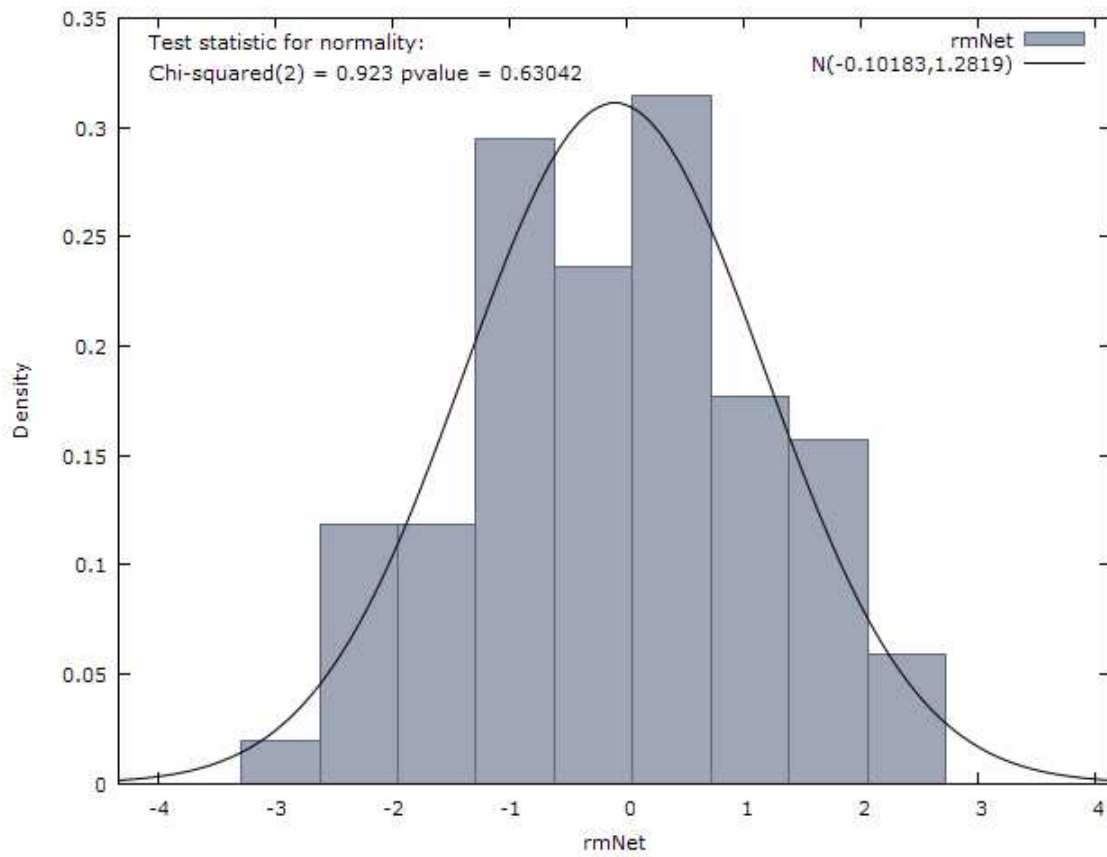
A12.1.6 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 74 unit-root null hypothesis: a = 1</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.011 estimated value of (a - 1): -0.346104 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -3.33442$ asymptotic p-value 0.0008374</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.014 estimated value of (a - 1): -0.385909 test statistic: $\tau_c(1) = -3.54878$ asymptotic p-value 0.00685</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.017 estimated value of (a - 1): -0.48583 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -4.15615$ asymptotic p-value 0.005138</p>

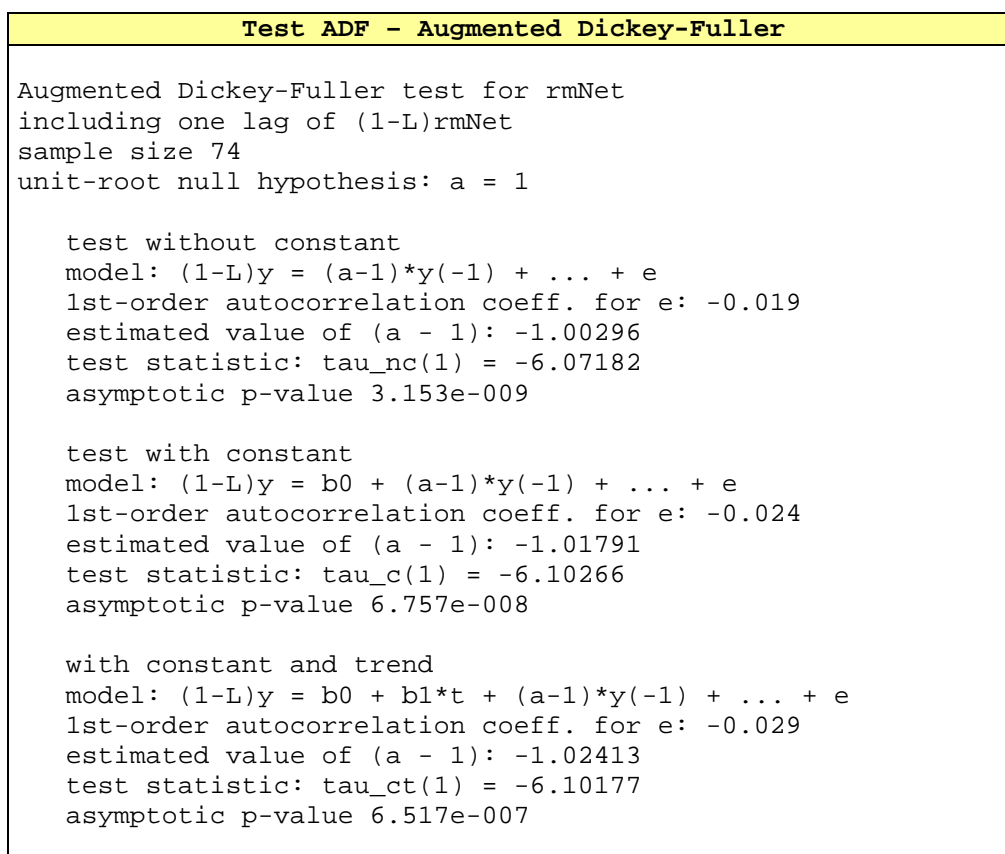
A12.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



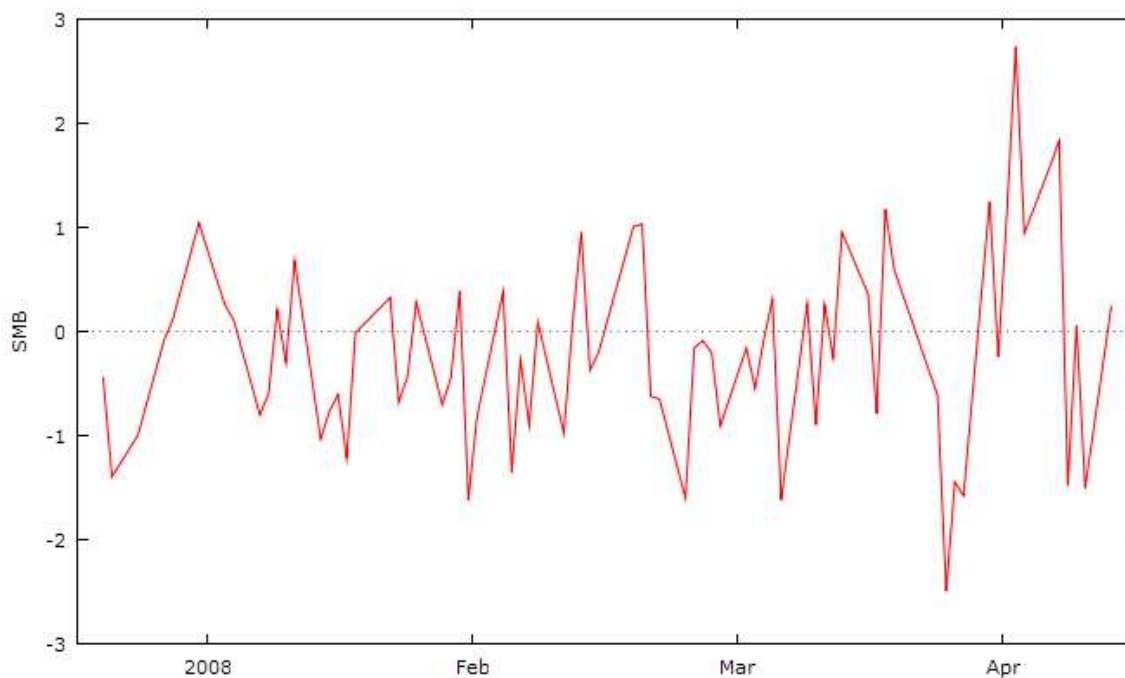
A12.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet con la normale



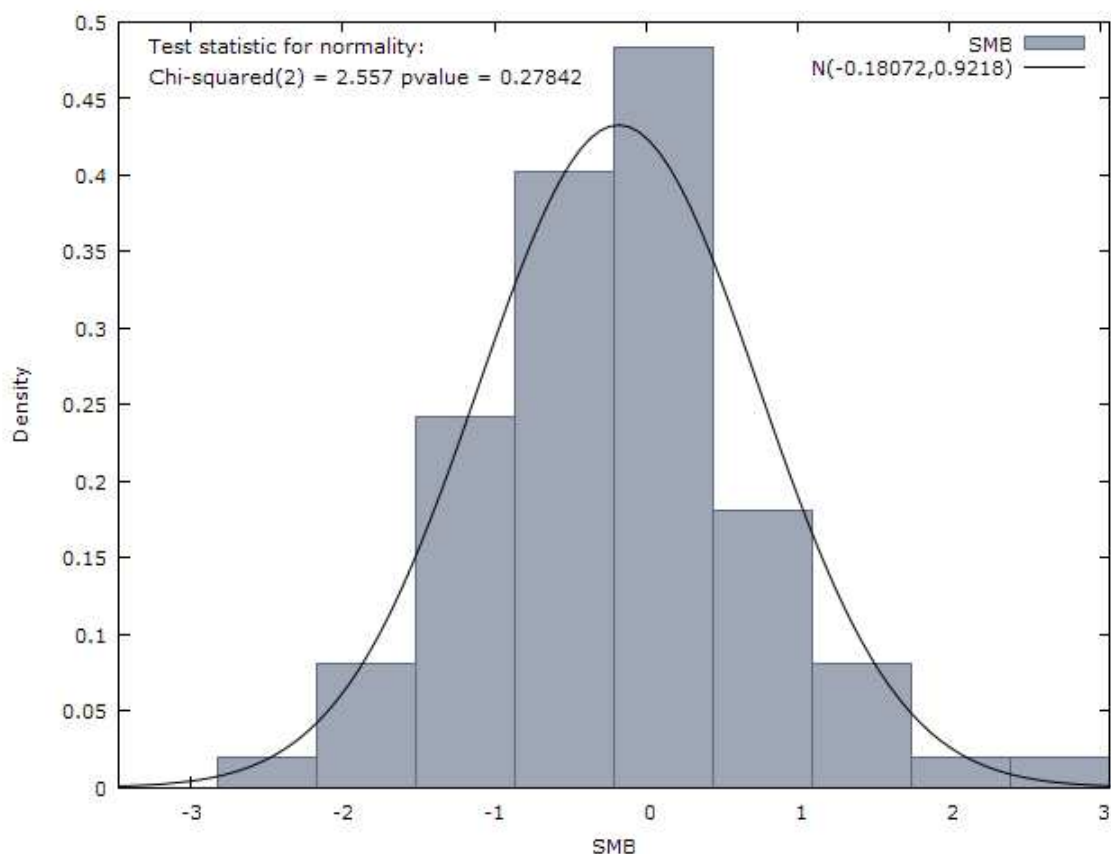
A12.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet



A12.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



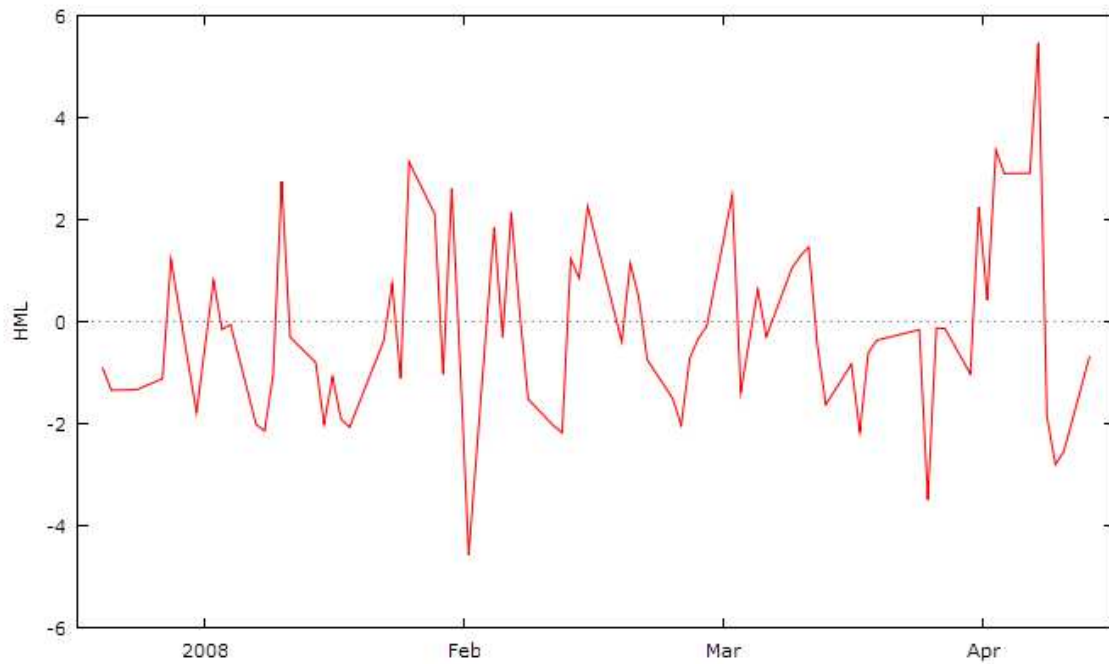
A12.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB con la normale



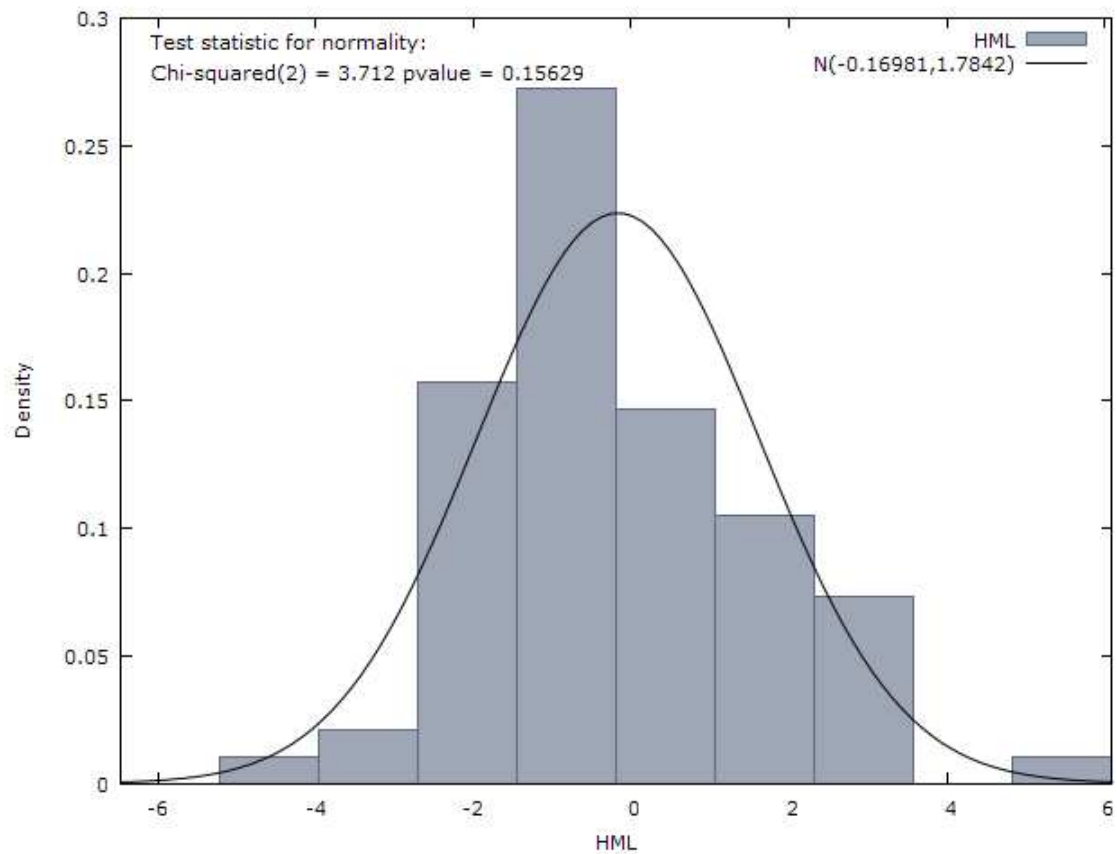
A12.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 74 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.010 estimated value of (a - 1): -0.649873 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -4.57428$ asymptotic p-value 5.431e-006</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.006 estimated value of (a - 1): -0.6834 test statistic: $\tau_c(1) = -4.67123$ asymptotic p-value 9.145e-005</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002 estimated value of (a - 1): -0.704779 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -4.68639$ asymptotic p-value 0.0006944</p>

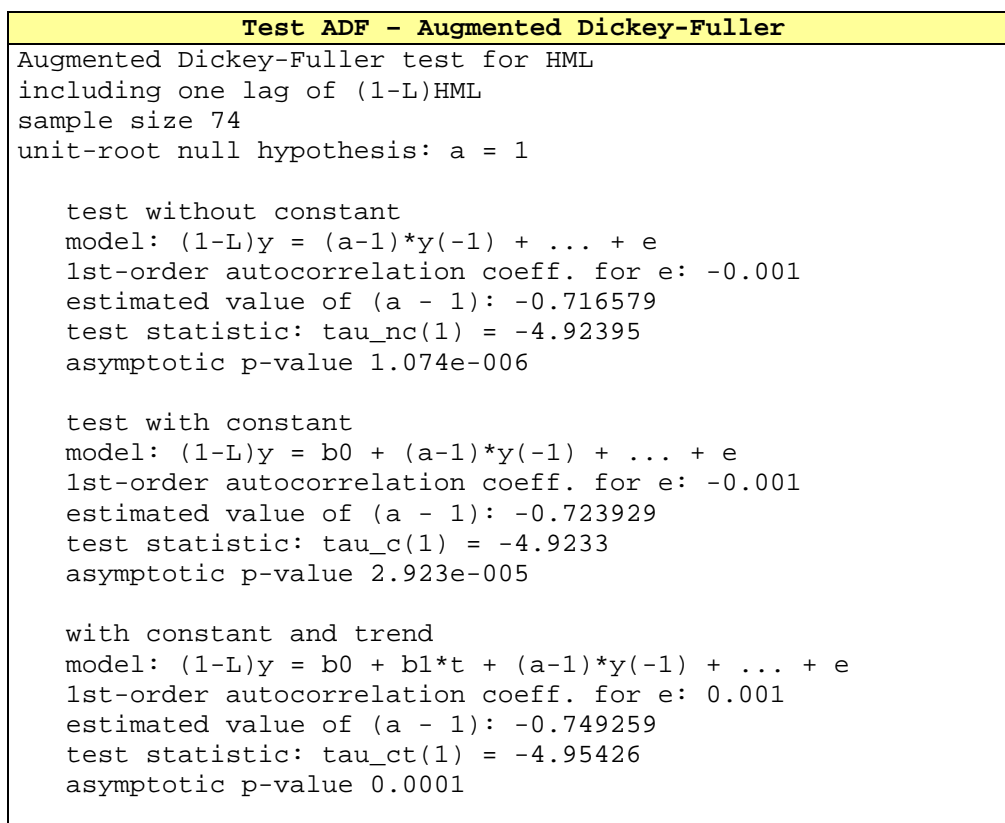
A12.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



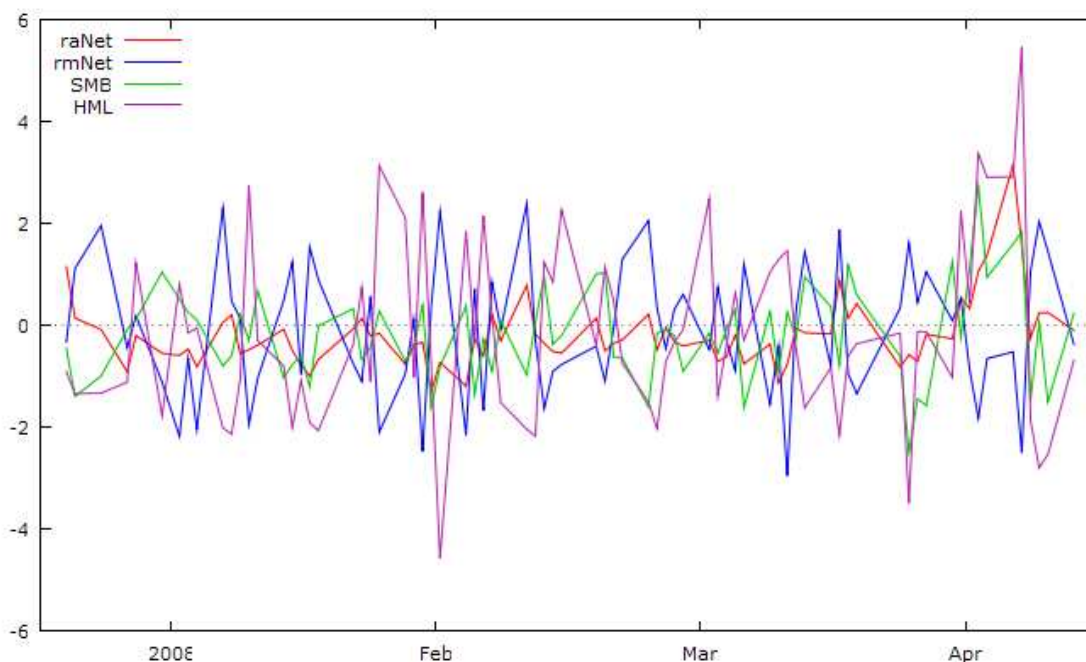
A12.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML con la normale



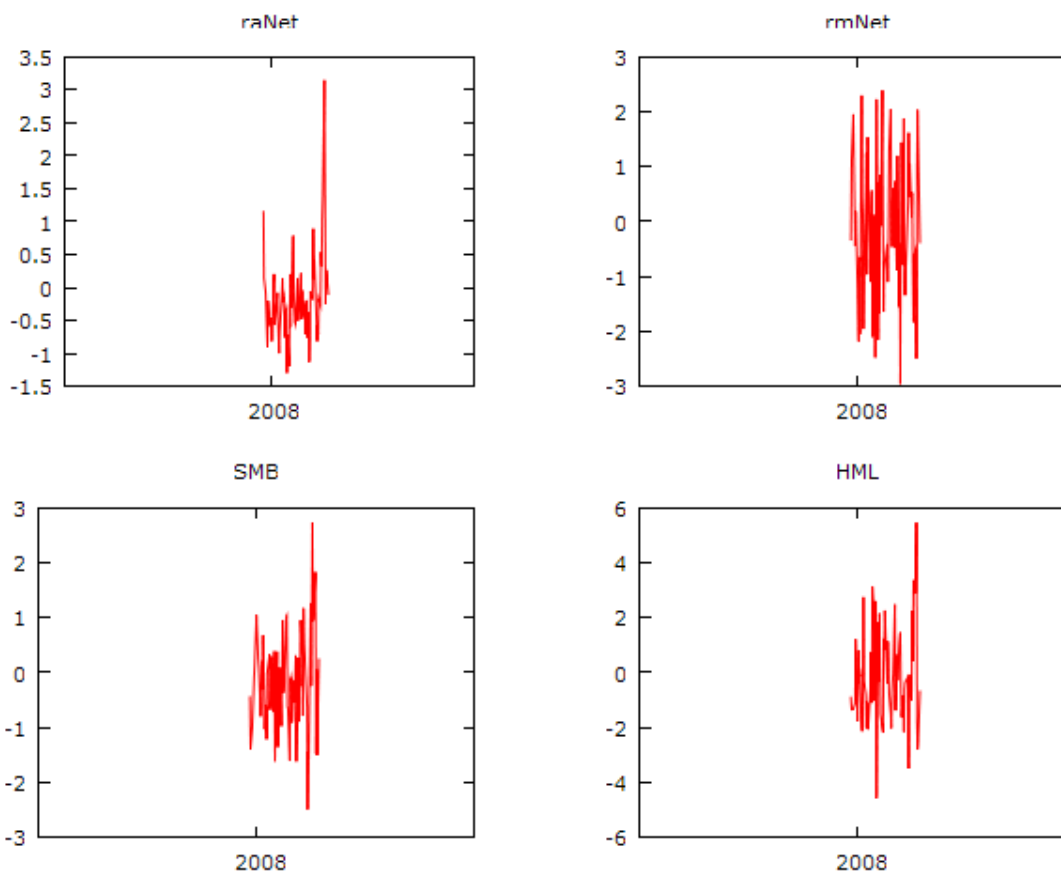
A12.1.15 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente HML



A12.1.16 Andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A12.1.17 Andamento dell'insieme delle variabili



A12.2 Individuazione della forma del modello

A12.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

A12.2.2 Stima del modello OLS completo

Stima modello OLS Completo				
OLS estimates using the 76 observations 07/12/20-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0.0190593	0.0662662	-0.2876	0.7745
rmNet	0.422222	0.0789234	5.350	9.96e-07 ***
SMB	0.448278	0.0865362	5.180	1.94e-06 ***
HML	0.201686	0.0505868	3.987	0.0002 ***
Mean dependent var	-0.177314	S.D. dependent var	0.674485	
Sum squared resid	20.92634	S.E. of regression	0.539114	
R-squared	0.386679	Adjusted R-squared	0.361124	
F(3, 72)	15.13124	P-value(F)	9.88e-08	
Log-likelihood	-58.82978	Akaike criterion	125.6596	
Schwarz criterion	134.9825	Hannan-Quinn	129.3855	
rho	0.206773	Durbin-Watson	1.449667	

A12.2.3 Test Omissione Variabili

Test Omissione Variabili				
Esito Test:				
Test for omission of variables -				
Null hypothesis: parameters are zero for the variables const				
Test statistic: $F(1, 72) = 0.0827234$				
with p-value = $P(F(1, 72) > 0.0827234) = 0.774466$				
Dettaglio Test:				
Model 3: OLS estimates using the 76 observations 07/12/20-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.429225	0.0745998	5.754	1.91e-07 ***
SMB	0.455339	0.0824579	5.522	4.88e-07 ***
HML	0.204463	0.0493438	4.144	9.09e-05 ***
Mean dependent var	-0.177314	S.D. dependent var	0.674485	
Sum squared resid	20.95038	S.E. of regression	0.535716	
R-squared	0.426161	Adjusted R-squared	0.410440	
F(3, 73)	18.07116	P-value(F)	7.18e-09	
Log-likelihood	-58.87342	Akaike criterion	123.7468	
Schwarz criterion	130.7390	Hannan-Quinn	126.5413	
rho	0.201383	Durbin-Watson	1.462476	
Comparison of Model 1 and Model 3:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero for the variables const				
Test statistic: $F(1, 72) = 0.0827234$, with p-value = 0.774466				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

A12.2.4 Stima modello OLS ridotto

Stima modello OLS Ridotto				
OLS:				
OLS estimates using the 76 observations 07/12/20-08/04/14				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.429225	0.0745998	5.754	1.91e-07 ***
SMB	0.455339	0.0824579	5.522	4.88e-07 ***
HML	0.204463	0.0493438	4.144	9.09e-05 ***
Mean dependent var	-0.177314	S.D. dependent var	0.674485	
Sum squared resid	20.95038	S.E. of regression	0.535716	
R-squared	0.426161	Adjusted R-squared	0.410440	
F(3, 73)	18.07116	P-value(F)	7.18e-09	
Log-likelihood	-58.87342	Akaike criterion	123.7468	
Schwarz criterion	130.7390	Hannan-Quinn	126.5413	
rho	0.201383	Durbin-Watson	1.462476	

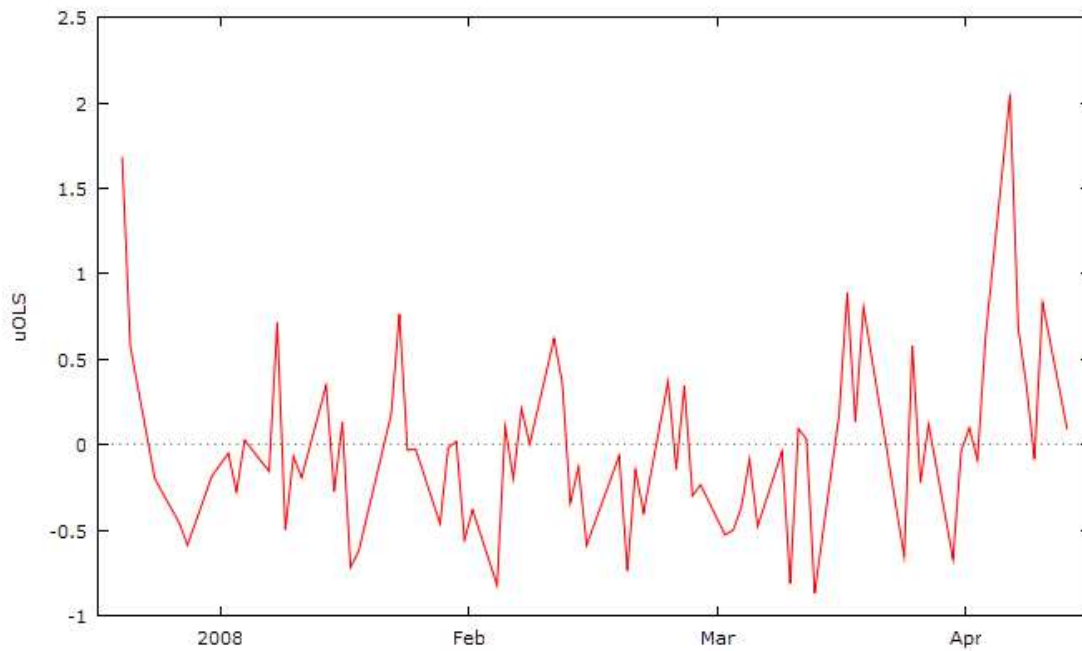
A12.2.5 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

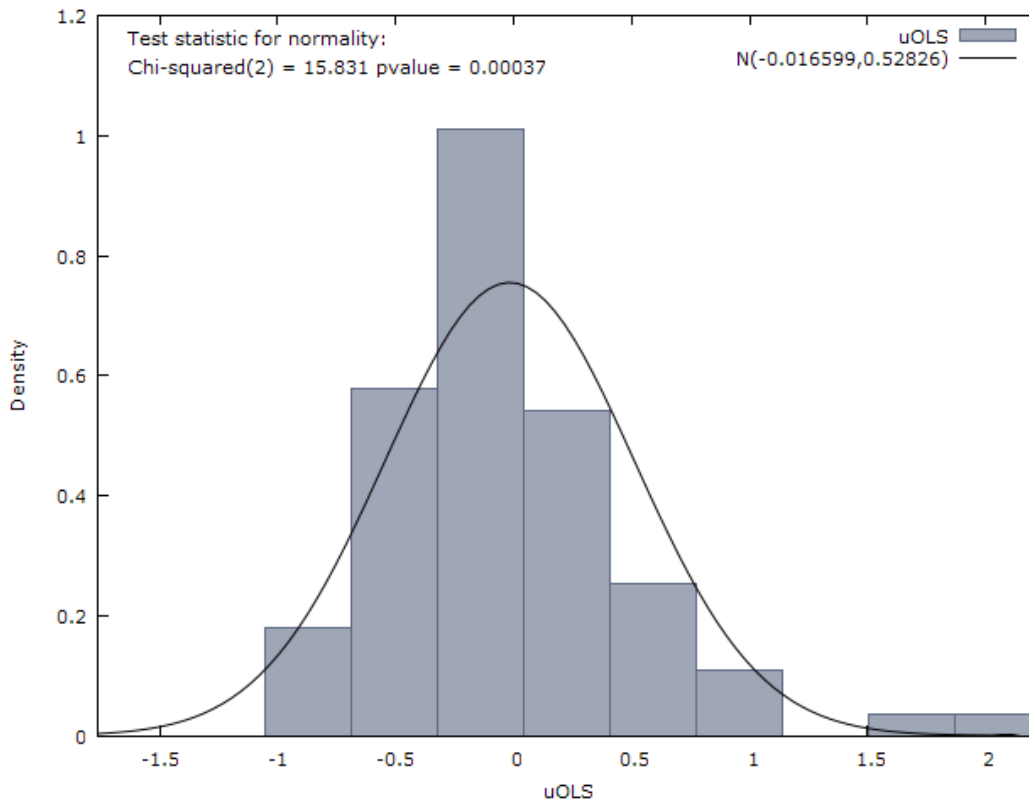
A12.2.6 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normalità Residui
Test for normality of uOLS: Doornik-Hansen test = 15.8308, with p-value 0.000365077 Shapiro-Wilk W = 0.921313, with p-value 0.0001634 Lilliefors test = 0.122495, with p-value \approx 0.01 Jarque-Bera test = 41.7373, with p-value 8.64673e-010

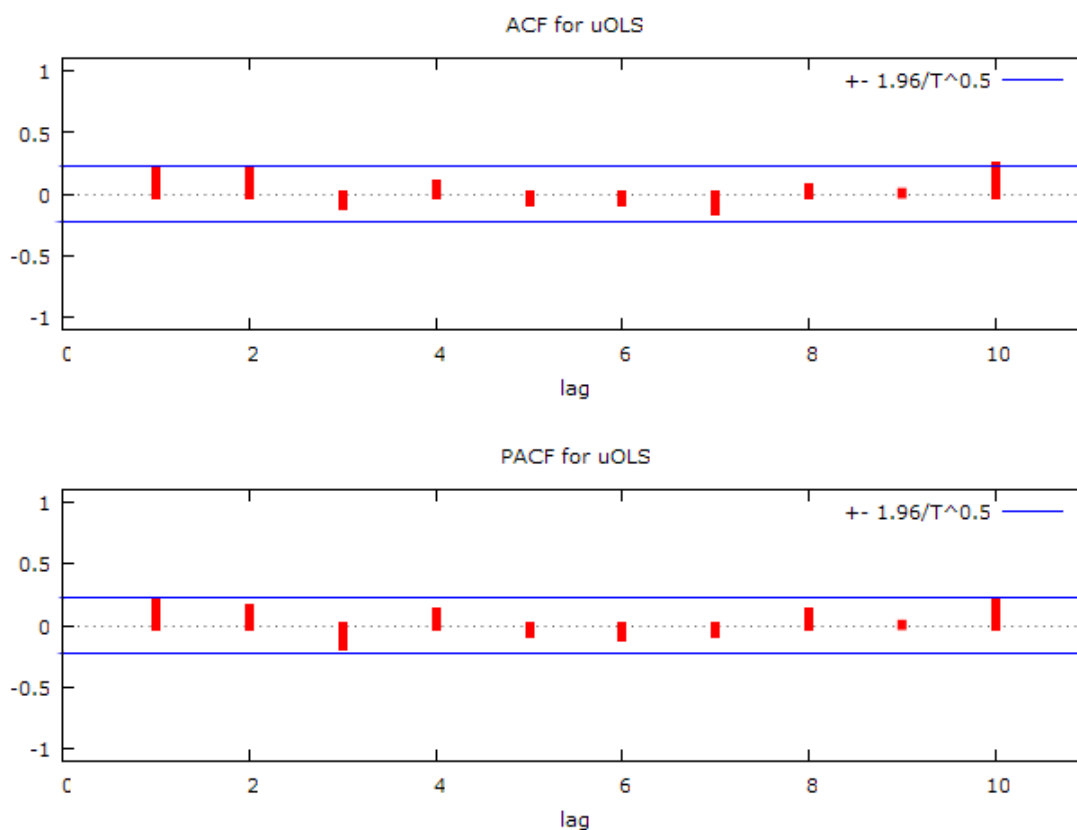
A12.2.7 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A12.2.8 Grafico distribuzione dei residui del modello OLS



A12.2.9 Grafico del correlogramma dei residui



A12.2.10 Funzione di autocorrelazione dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uOLS					
LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0.1991	*	0.1991	3.1325	[0.077]
2	0.1781		0.1442	5.6737	[0.059]
3	-0.0973		-0.1662	6.4418	[0.092]
4	0.0809		0.1117	6.9806	[0.137]
5	-0.0728		-0.0708	7.4233	[0.191]
6	-0.0584		-0.0883	7.7117	[0.260]
7	-0.1403		-0.0683	9.4018	[0.225]
8	0.0562		0.1051	9.6772	[0.288]
9	0.0133		0.0102	9.6928	[0.376]
10	0.2225	*	0.1921	14.1374	[0.167]

A12.2.11 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uOLS including one lag of (1-L)uOLS sample size 74
unit-root null hypothesis: $a = 1$ test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.041 estimated value of $(a - 1)$: -0.69809 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -4.93719$ asymptotic p-value 1.009e-006

```

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.042
estimated value of (a - 1): -0.706538
test statistic: tau_c(1) = -4.95705
asymptotic p-value 2.497e-005

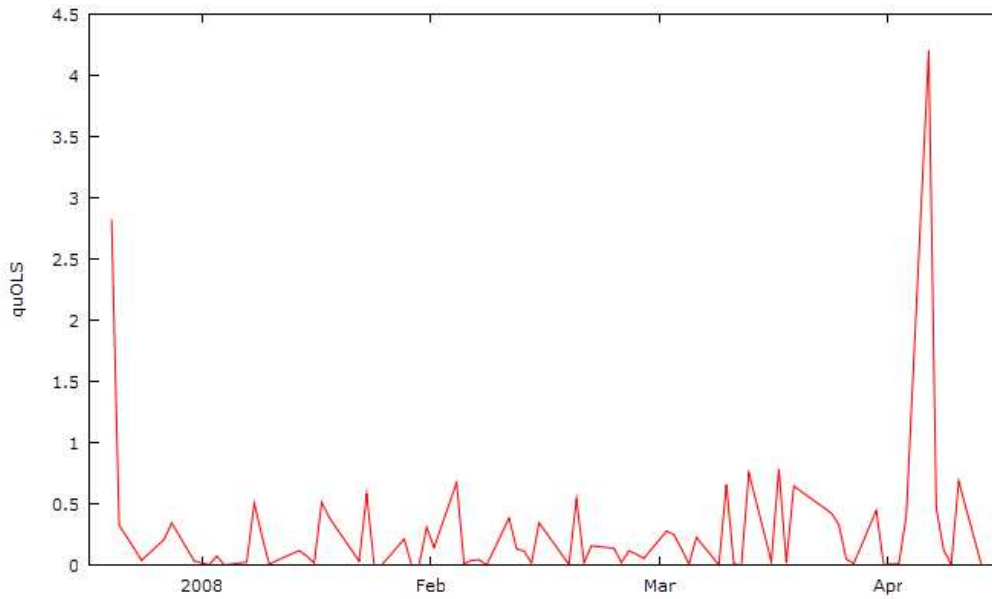
```

```

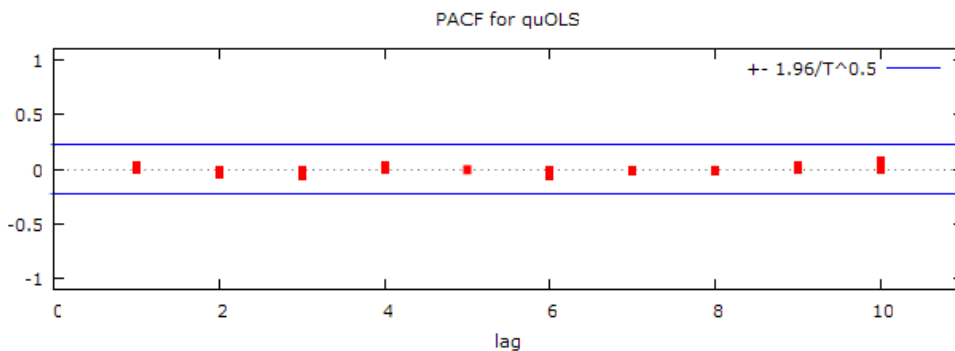
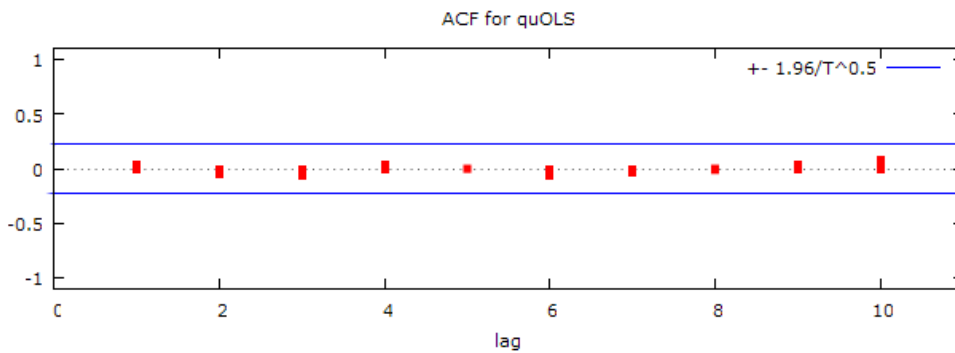
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.042
estimated value of (a - 1): -0.772639
test statistic: tau_ct(1) = -5.39901
asymptotic p-value 2.765e-005

```

A12.2.12 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello OLS



A12.2.13 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui OLS



A12.2.14 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for quOLS				
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]	
1	0.0386	0.0386	0.1177	[0.732]
2	-0.0477	-0.0493	0.3003	[0.861]
3	-0.0638	-0.0602	0.6308	[0.889]
4	0.0339	0.0367	0.7254	[0.948]
5	-0.0018	-0.0105	0.7257	[0.982]
6	-0.0616	-0.0623	1.0473	[0.984]
7	-0.0292	-0.0206	1.1204	[0.993]
8	-0.0107	-0.0164	1.1304	[0.997]
9	0.0426	0.0343	1.2912	[0.998]
10	0.0846	0.0826	1.9333	[0.997]

Appendice 13: Analisi 8 sottocampione dei dati giornalieri (S8)

A13.1 Descrizione del campione

A13.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **15 Aprile 2008**
 Data Ultima Rilevazione: **22 Febbraio 2010**
 Numero Rilevazioni: **461**
 Cod Identificativo: **S8**

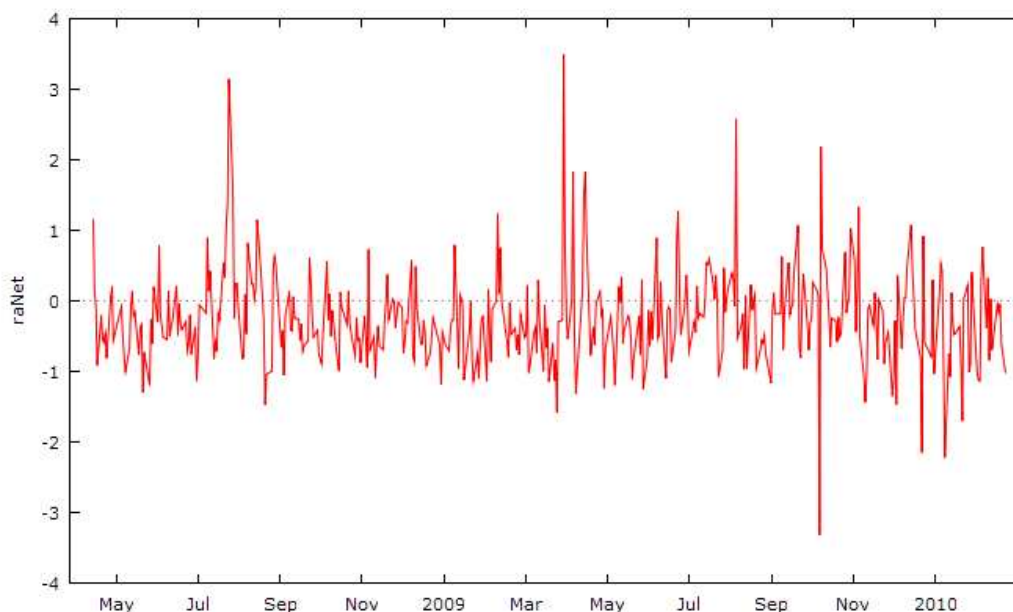
A13.1.2 Statistiche di Base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 08/04/15 - 10/02/22				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.25101	-0.28248	-3.3148	3.4947
rmNet	-0.24912	-0.29124	-6.2887	4.3723
SMB	0.012799	0.029010	-4.0957	3.0723
HML	-0.11572	-0.29374	-6.0537	5.4658
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	0.66115	2.6339	0.98454	5.2190
rmNet	1.2656	5.0802	-0.091283	1.3234
SMB	0.93553	73.094	-0.24244	1.4108
HML	1.9062	16.473	0.10335	0.21847

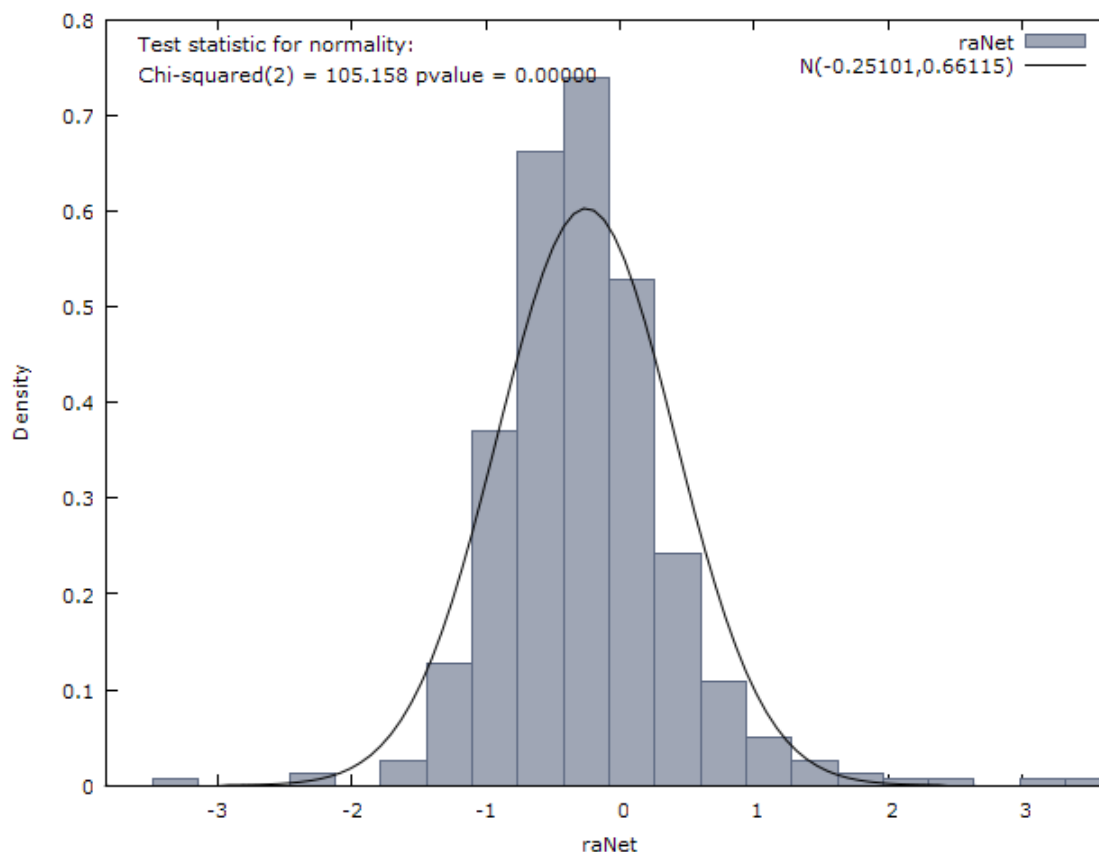
A13.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 08/04/15 - 10/02/22				
5% critical value (two-tailed) = 0.0913 for n = 461				
	raNet	rmNet	SMB	HML
raNet	1.0000	0.2814	0.1255	-0.0352
rmNet		1.0000	-0.3939	-0.6253
SMB			1.0000	-0.0164
HML				1.0000

A13.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



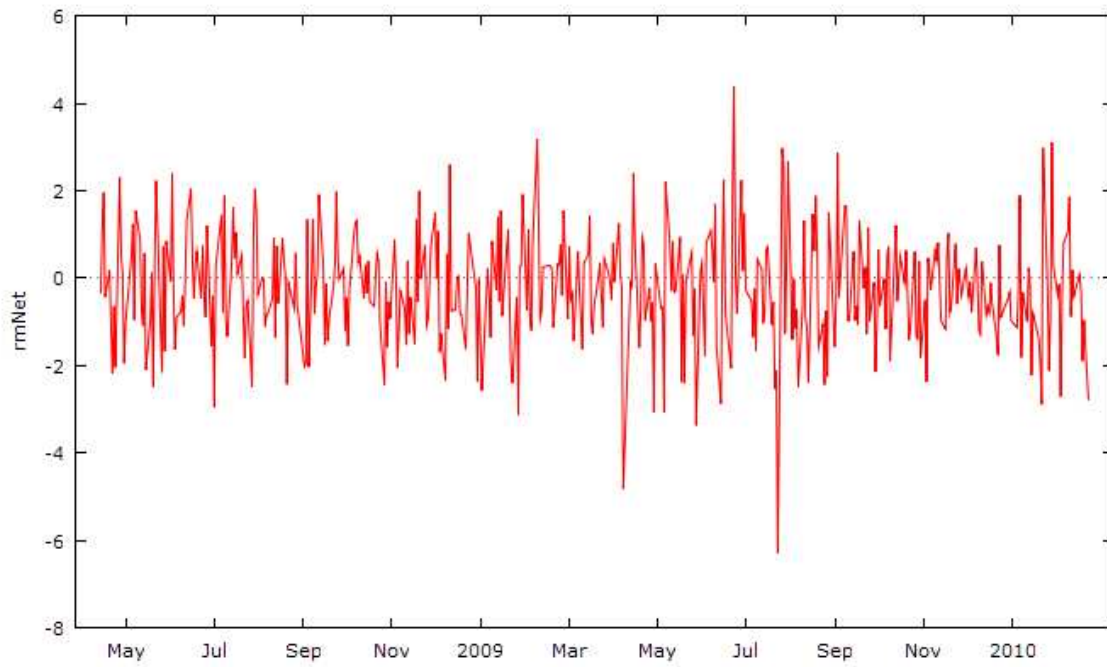
A13.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet con la normale



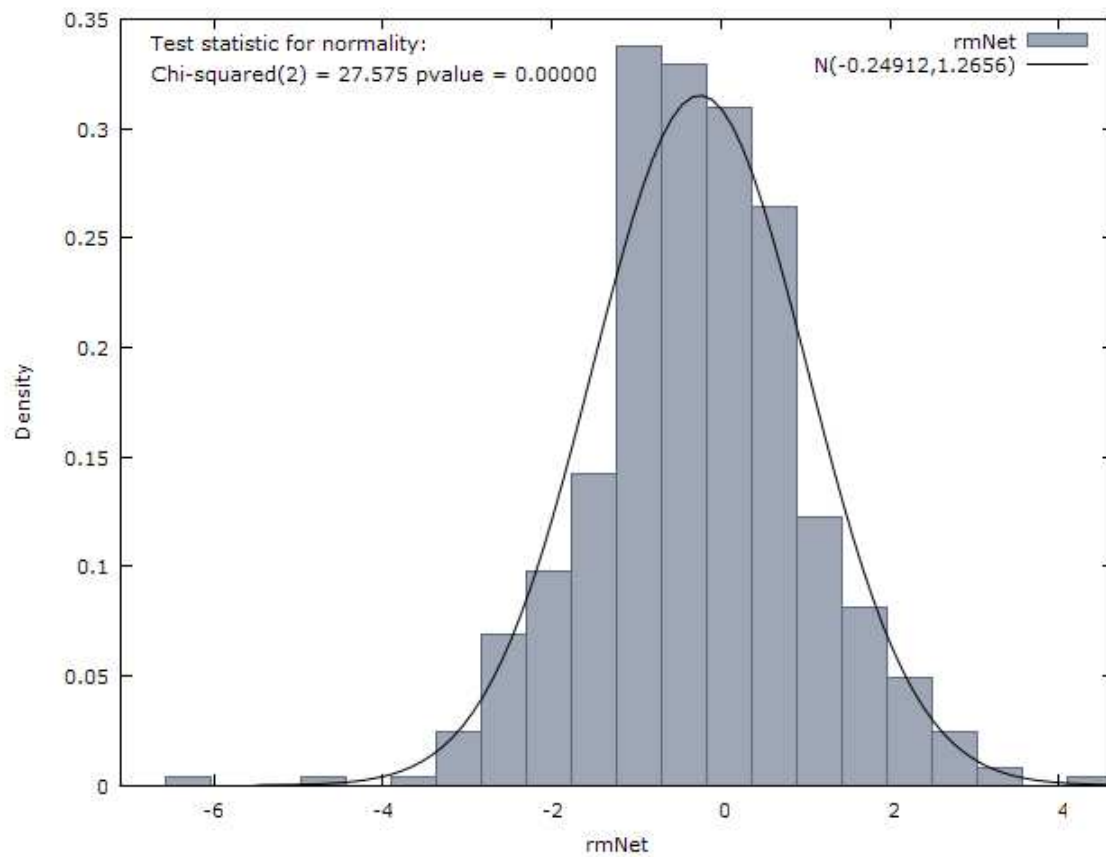
A13.1.6 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 459 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004 estimated value of $(a - 1)$: -0.593577 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -11.1028$ asymptotic p-value 1.939e-022</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of $(a - 1)$: -0.73482 test statistic: $\tau_c(1) = -12.8002$ asymptotic p-value 2.645e-028</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of $(a - 1)$: -0.73482 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -12.7861$ asymptotic p-value 4.473e-032</p>

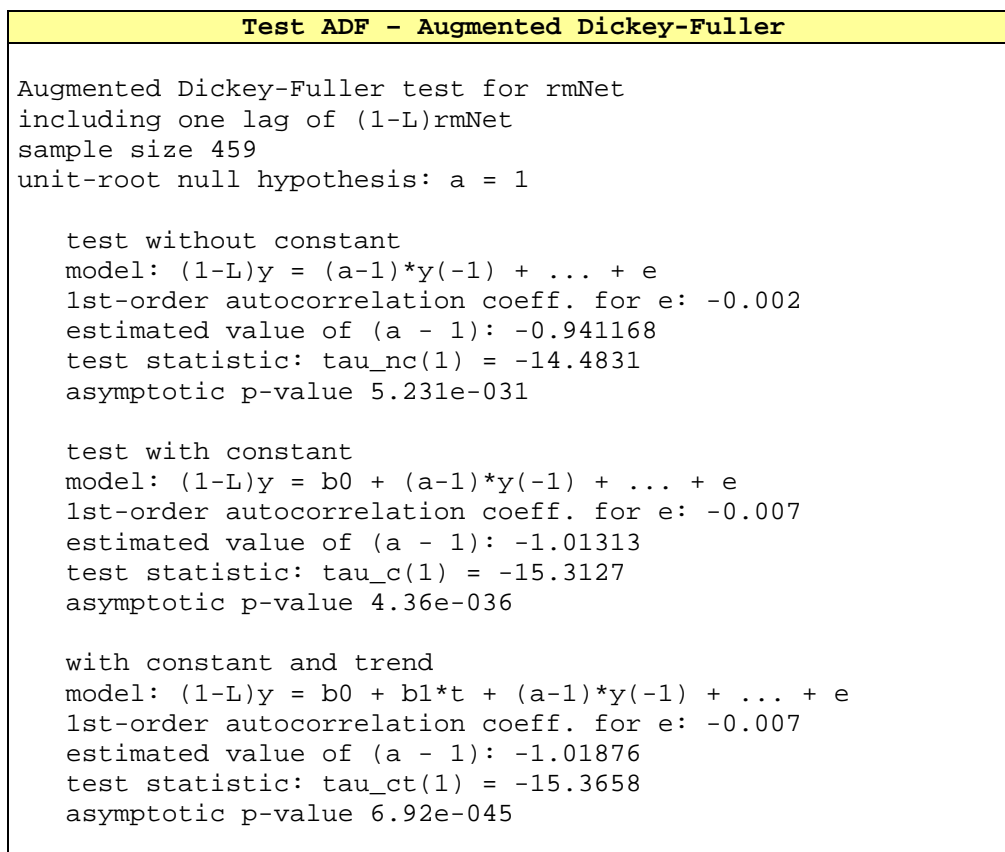
A13.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



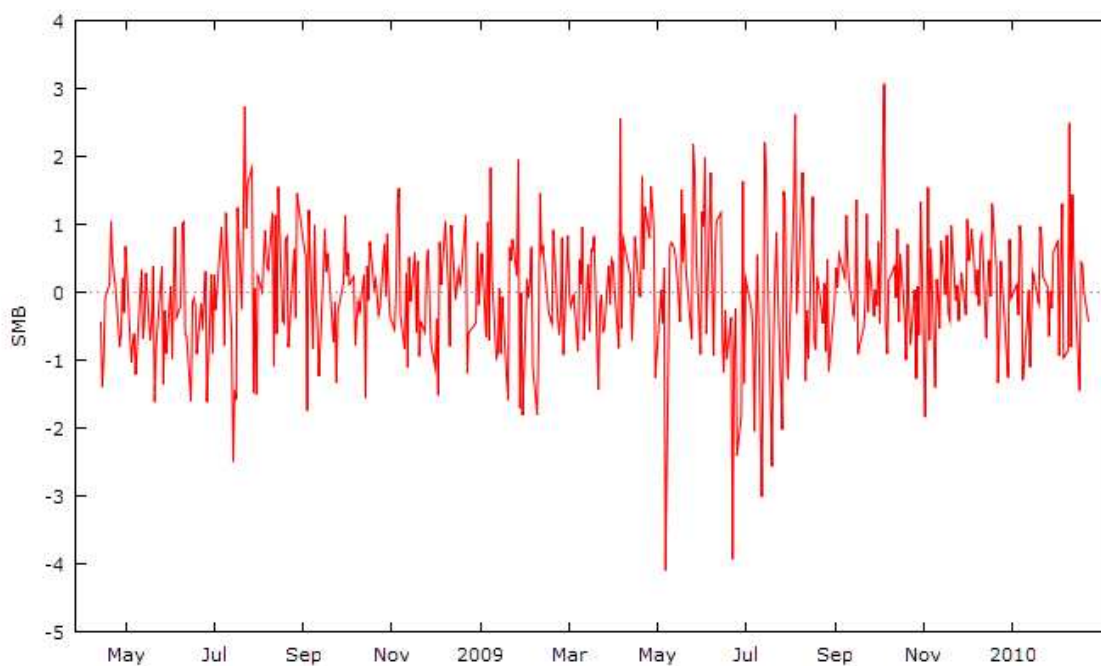
A13.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet con la normale



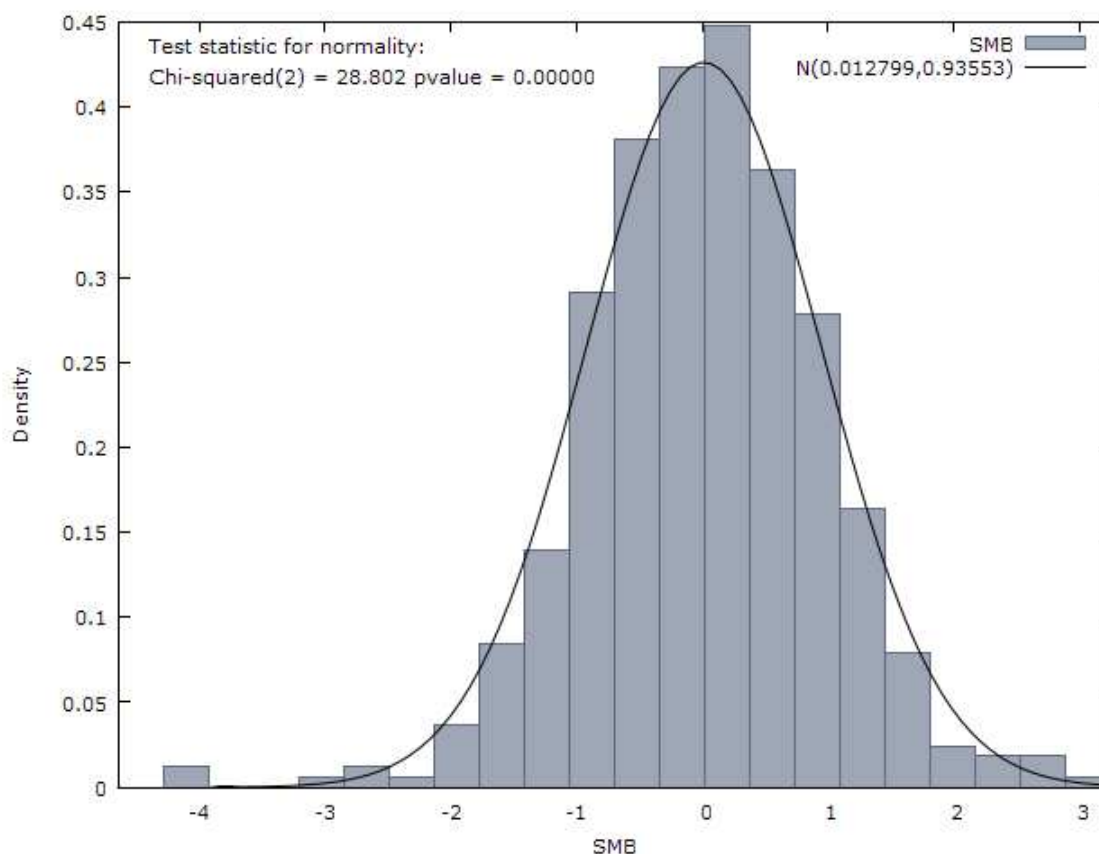
A13.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet



A13.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



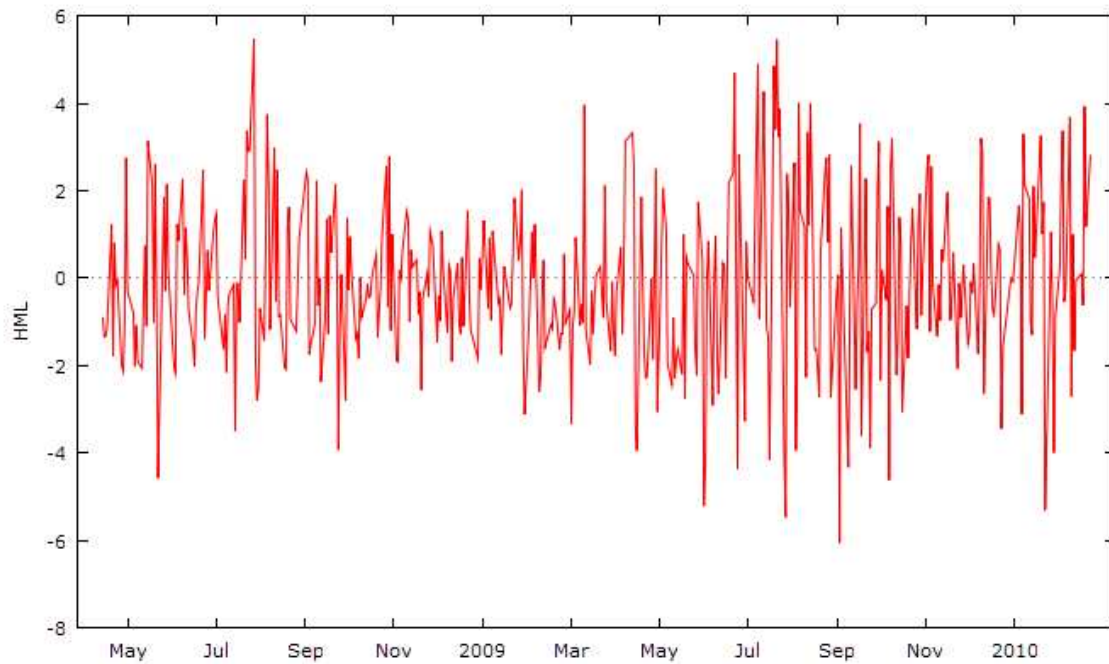
A13.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB con la normale



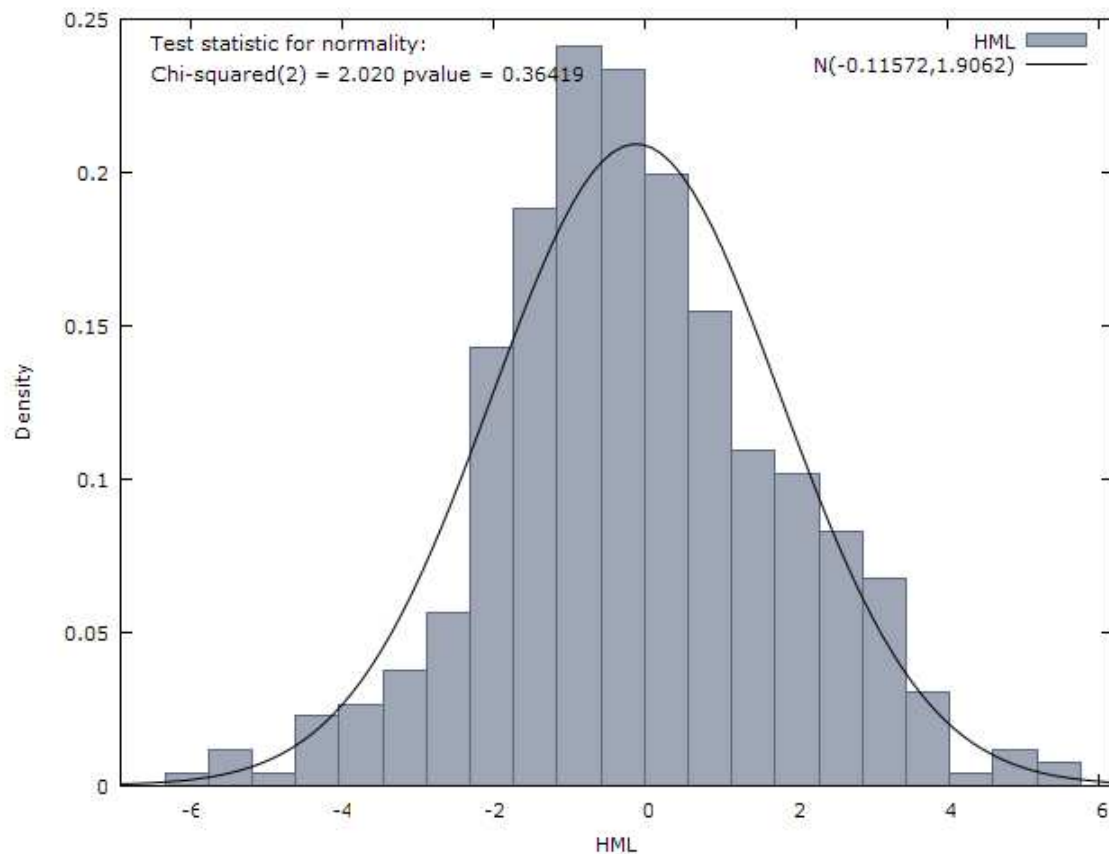
A13.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 459 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003 estimated value of (a - 1): -0.94915 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -14.4361$ asymptotic p-value 6.712e-031</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003 estimated value of (a - 1): -0.949673 test statistic: $\tau_c(1) = -14.4271$ asymptotic p-value 1.967e-033</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002 estimated value of (a - 1): -0.955654 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -14.4665$ asymptotic p-value 2.638e-040</p>

A13.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



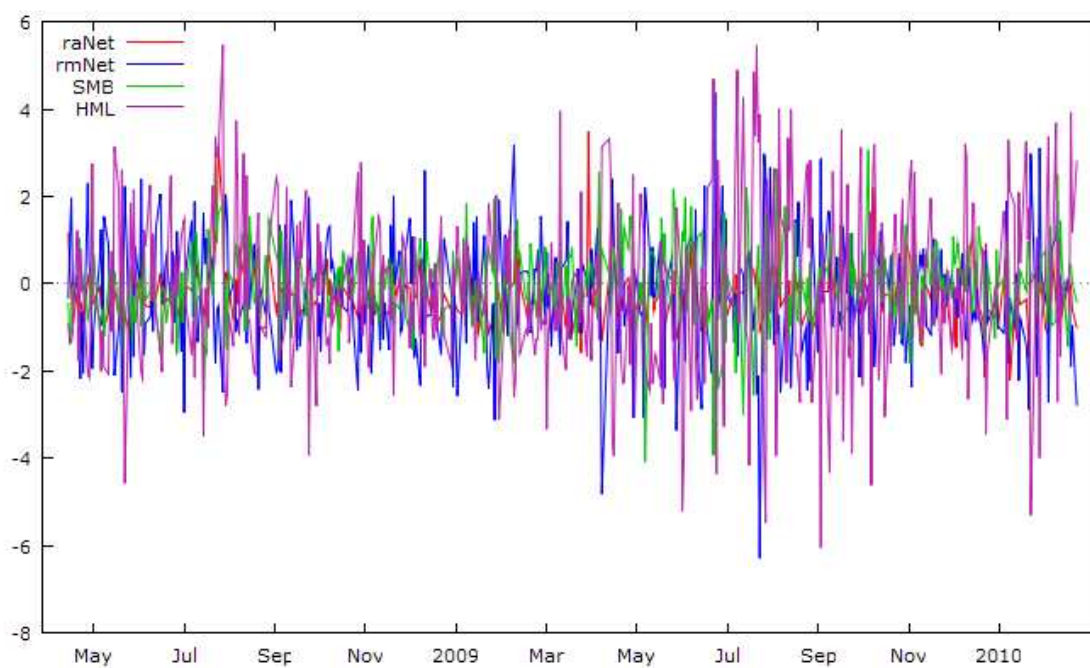
A13.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML con la normale



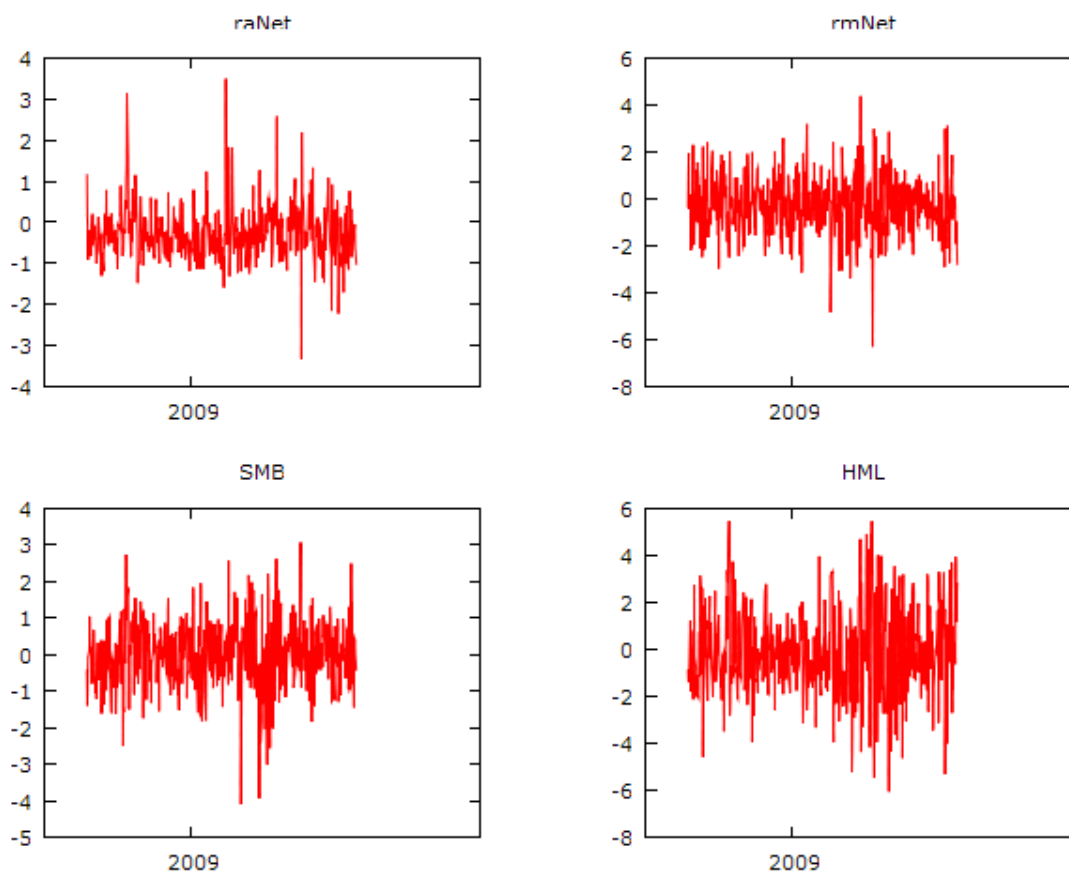
A13.1.15 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente HML

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller					
Autocorrelation function for HML					
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]
1	0.1013	**	0.1013	**	4.7625 [0.029]
2	-0.0237		-0.0344		5.0248 [0.081]
3	-0.0189		-0.0131		5.1917 [0.158]
4	-0.0445		-0.0424		6.1147 [0.191]
5	-0.0941	**	-0.0872	*	10.2594 [0.068]
6	-0.0700		-0.0555		12.5578 [0.051]
7	0.0450		0.0519		13.5118 [0.061]
8	-0.0366		-0.0556		14.1442 [0.078]
9	-0.0067		-0.0037		14.1652 [0.117]
10	0.0918	**	0.0815	*	18.1563 [0.052]

A13.1.16 Andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A13.1.13 Andamento dell'insieme delle variabili



A13.2 Individuazione della forma del modello

A13.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

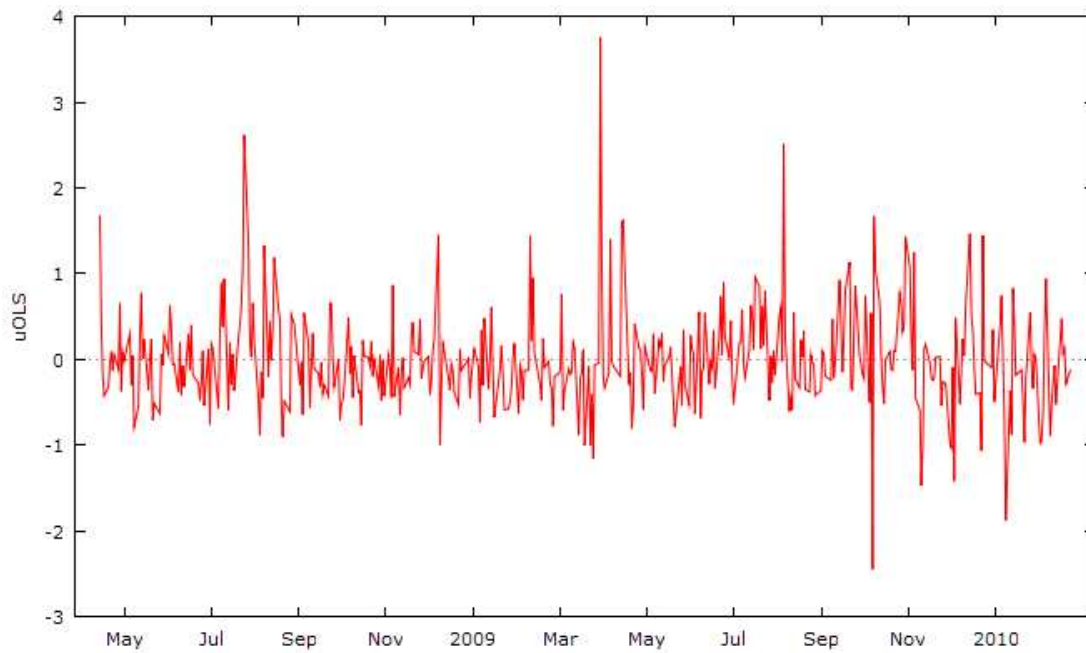
A13.2.2 Stima del modello OLS completo

Stima modello OLS Completo					
OLS:					
OLS estimates using the 461 observations 08/04/15-10/02/22					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.147880	0.0286788	-5.156	3.76e-07	***
rmNet	0.363276	0.0320769	11.33	2.24e-026	***
SMB	0.286948	0.0338670	8.473	3.31e-016	***
HML	0.140920	0.0195772	7.198	2.52e-012	***
Mean dependent var	-0.251014	S.D. dependent var	0.661151		
Sum squared resid	154.3664	S.E. of regression	0.581190		
R-squared	0.232297	Adjusted R-squared	0.227257		
F(3, 457)	46.09410	P-value(F)	4.85e-26		
Log-likelihood	-401.9478	Akaike criterion	811.8956		
Schwarz criterion	828.4292	Hannan-Quinn	818.4056		
Rho	0.198753	Durbin-Watson	1.584317		

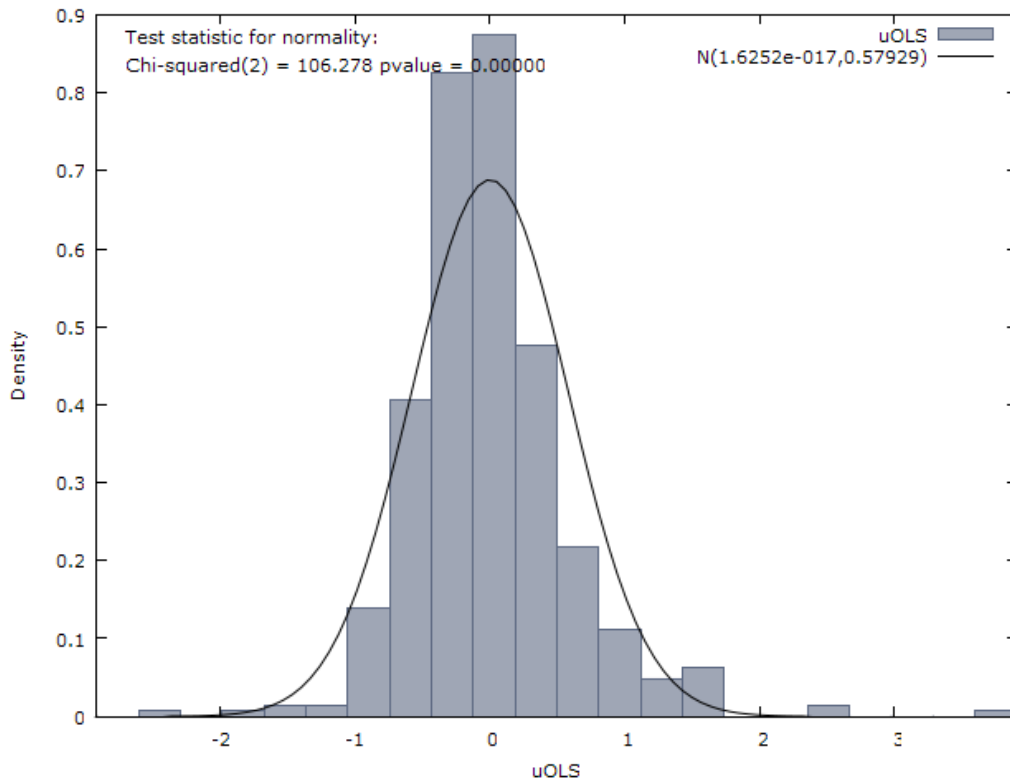
A13.2.3 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normalità Residui
Test for normality of uOLS: Doornik-Hansen test = 106.278, with p-value 8.35748e-024 Shapiro-Wilk W = 0.923075, with p-value 1.30005e-014 Lilliefors test = 0.0987146, with p-value ≈ 0 Jarque-Bera test = 739.417, with p-value 2.73864e-161

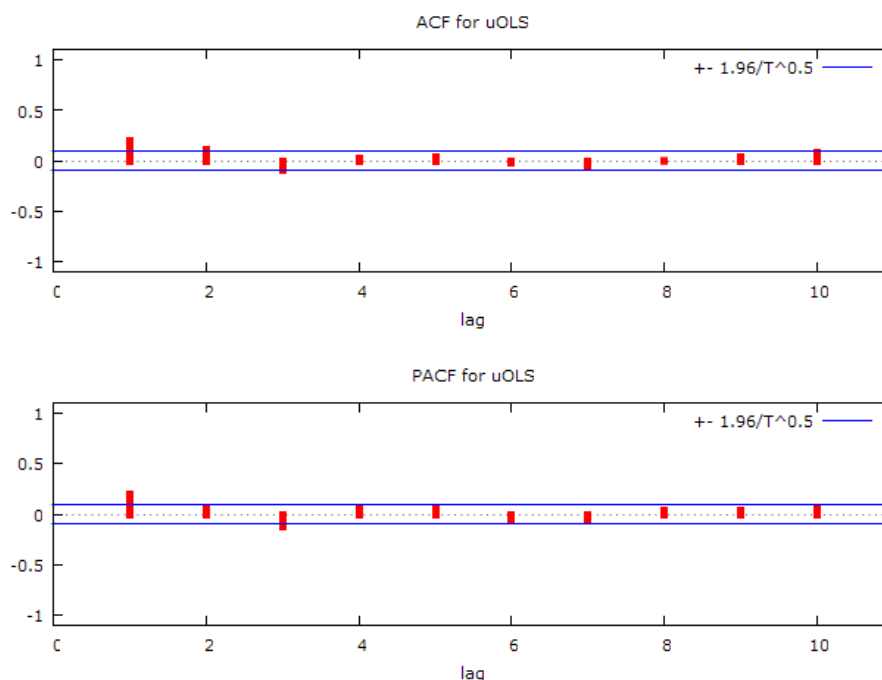
A13.2.4 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A13.2.5 Grafico distribuzione dei residui del modello OLS



A13.2.6 Grafico del correlogramma dei residui



A13.2.7 Funzione di autocorrelazione dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione						
Autocorrelation function for uOLS						
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1987	***	0.1987	***	18.3256	[0.000]
2	0.1057	**	0.0689		23.5192	[0.000]
3	-0.0926	**	-0.1316	***	27.5111	[0.000]
4	0.0162		0.0537		27.6333	[0.000]
5	0.0403		0.0529		28.3945	[0.000]
6	-0.0159		-0.0579		28.5130	[0.000]
7	-0.0618		-0.0547		30.3107	[0.000]
8	-0.0034		0.0413		30.3160	[0.000]
9	0.0356		0.0336		30.9146	[0.000]
10	0.0837	*	0.0533		34.2304	[0.000]

A13.2.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

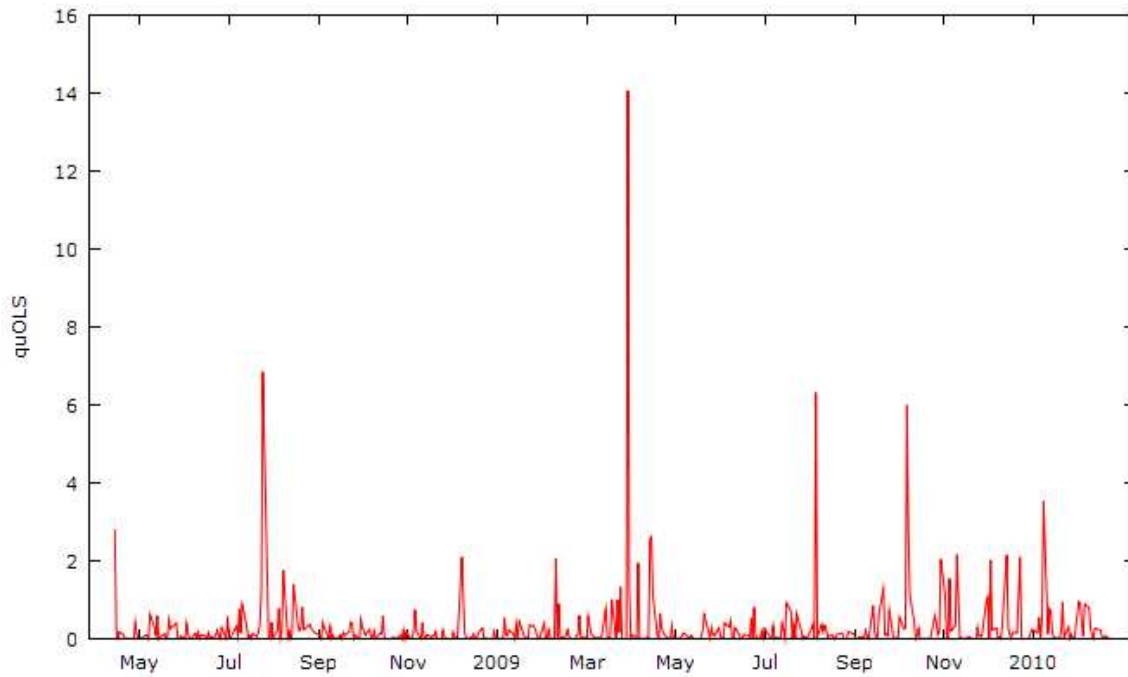
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uOLS
including one lag of (1-L)uOLS
sample size 459
unit-root null hypothesis: $a = 1$
test without constant
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.010
estimated value of $(a - 1)$: -0.747459
test statistic: $\tau_{nc}(1) = -12.7233$
asymptotic p-value 1.03e-026
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.010
estimated value of $(a - 1)$: -0.747485
test statistic: $\tau_c(1) = -12.7101$
asymptotic p-value 5.168e-028

```

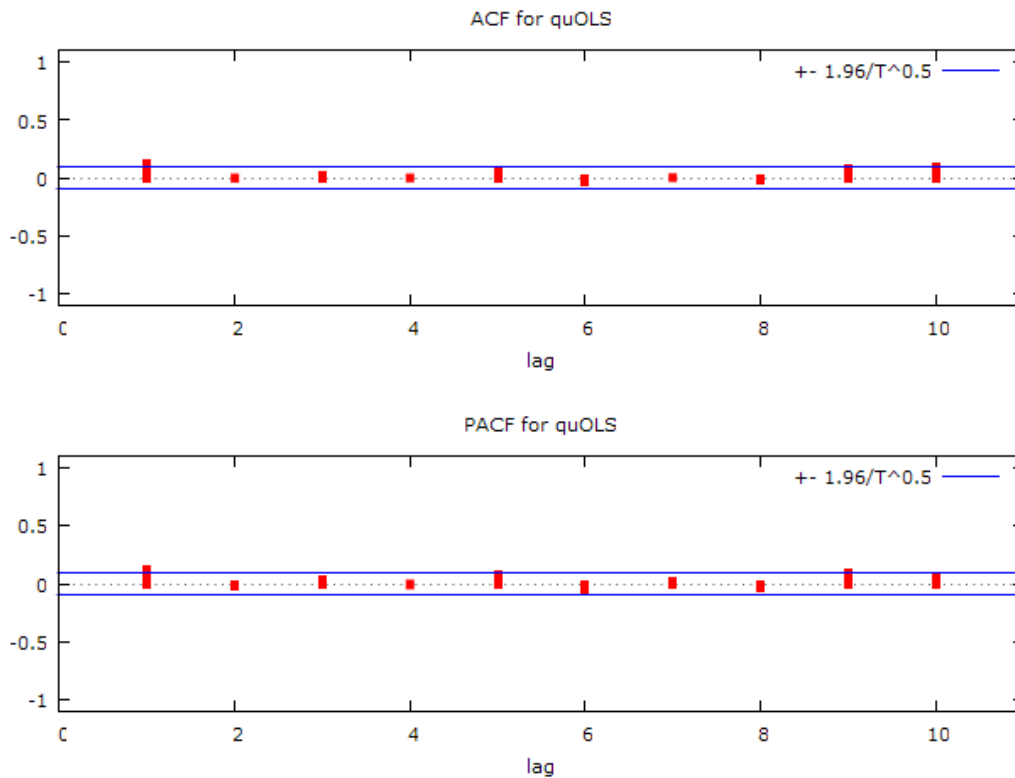
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.010
estimated value of (a - 1): -0.747497
test statistic: tau_ct(1) = -12.6954
asymptotic p-value 1.203e-031

```

A13.2.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello OLS



A13.2.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui OLS



A13.2.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui OLS

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for quOLS					
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]
1	0.1293 ***		0.1293 ***		7.7599 [0.005]
2	-0.0043		-0.0214		7.7686 [0.021]
3	0.0286		0.0325		8.1495 [0.043]
4	-0.0027		-0.0110		8.1528 [0.086]
5	0.0694		0.0734		10.4094 [0.064]
6	-0.0376		-0.0589		11.0714 [0.086]
7	0.0029		0.0194		11.0753 [0.135]
8	-0.0231		-0.0335		11.3276 [0.184]
9	0.0810 *		0.0968 **		14.4286 [0.108]
10	0.0918 **		0.0607		18.4211 [0.048]

A13.3.1 Stima modello Ar1

Stima modello Ar1					
Function evaluations: 40					
Evaluations of gradient: 8					
Ar1:					
ARMAX estimates using the 461 observations 08/04/15-10/02/22					
Estimated using Kalman filter (exact ML)					
Dependent variable: raNet					
Standard errors based on Hessian					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.155055	0.0346629	-4.473	7.70e-06 ***	
phi_1	0.210981	0.0468037	4.508	6.55e-06 ***	
rmNet	0.336680	0.0312523	10.77	4.62e-027 ***	
SMB	0.262437	0.0329986	7.953	1.82e-015 ***	
HML	0.126027	0.0192884	6.534	6.41e-011 ***	
Mean dependent var	-0.251014	S.D. dependent var	0.661151		
Mean of innovations	-0.000753	S.D. of innovations	0.566354		
Log-likelihood	-392.0581	Akaike criterion	796.1163		
Schwarz criterion	820.9166	Hannan-Quinn	805.8812		
	Real	Imaginary	Modulus	Frequency	
-----	-----	-----	-----	-----	-----
AR					
Root 1	4.7398	0.0000	4.7398	0.0000	
-----	-----	-----	-----	-----	-----

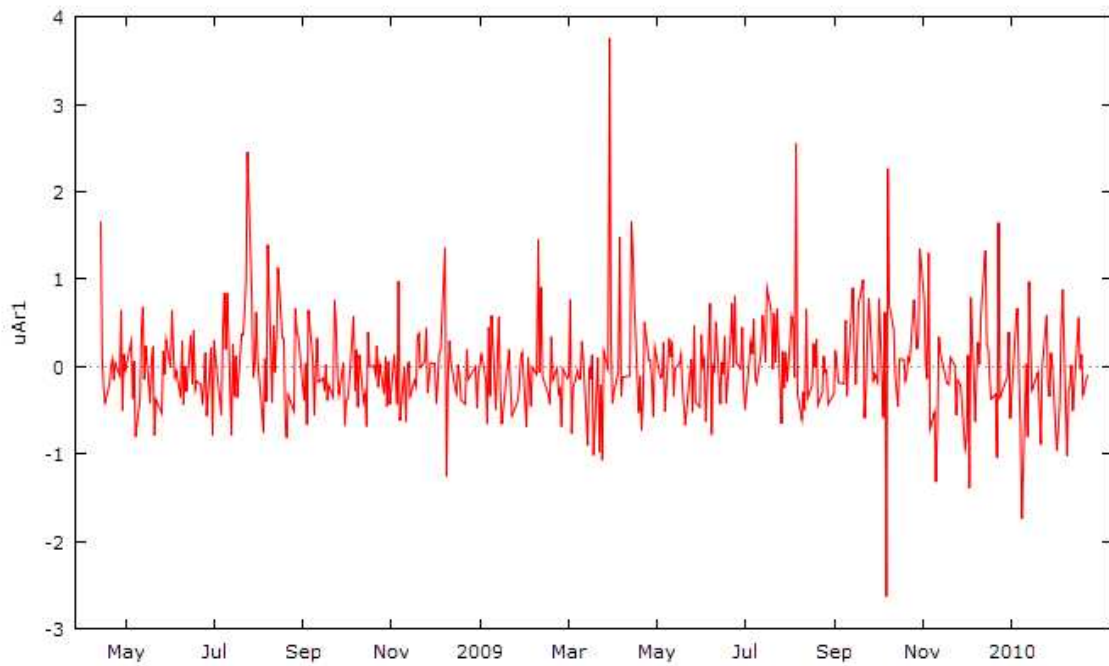
A13.3.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t + \sum_{i=1}^1 \phi y_{t-i}$$

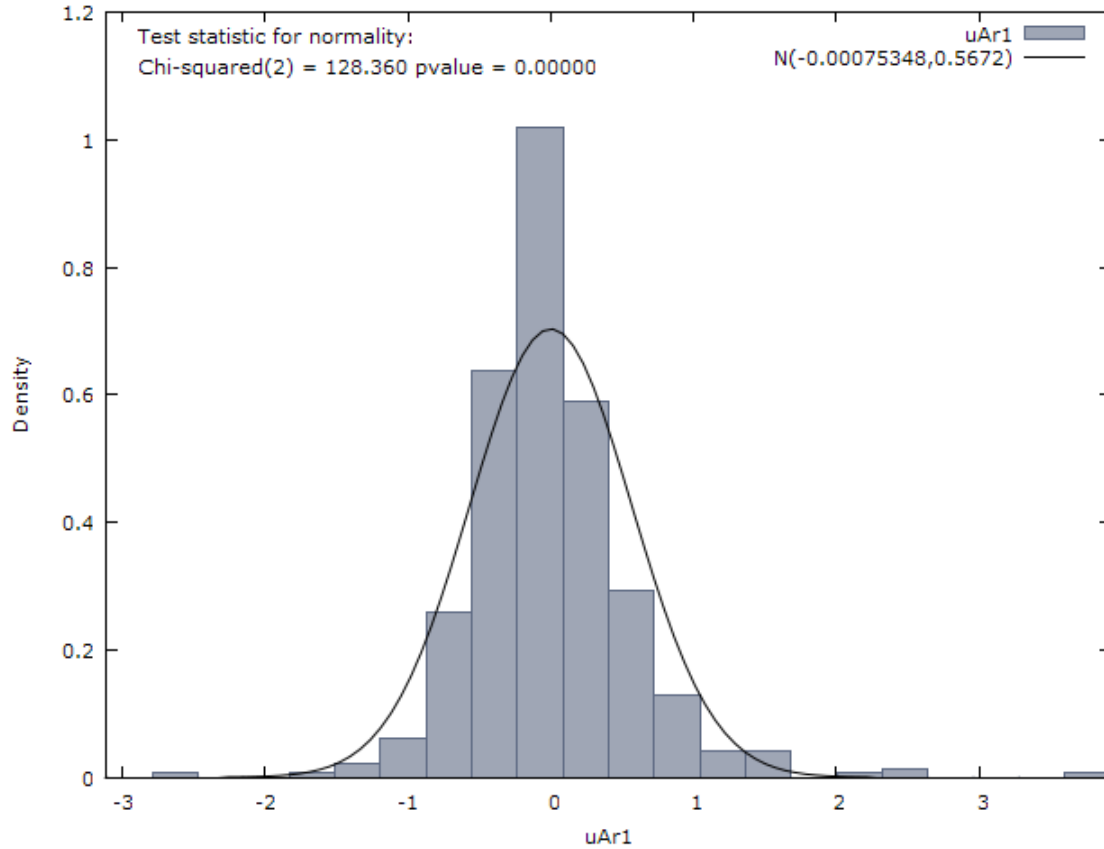
A13.3.3 Test normalità sui residui del modello Ar1

Test Normalità Residui
Test for normality of uAr1:
Doornik-Hansen test = 128.36, with p-value 1.3393e-028
Shapiro-Wilk W = 0.916031, with p-value 2.50528e-015
Lilliefors test = 0.0951862, with p-value ~ = 0
Jarque-Bera test = 958.837, with p-value 6.18234e-209

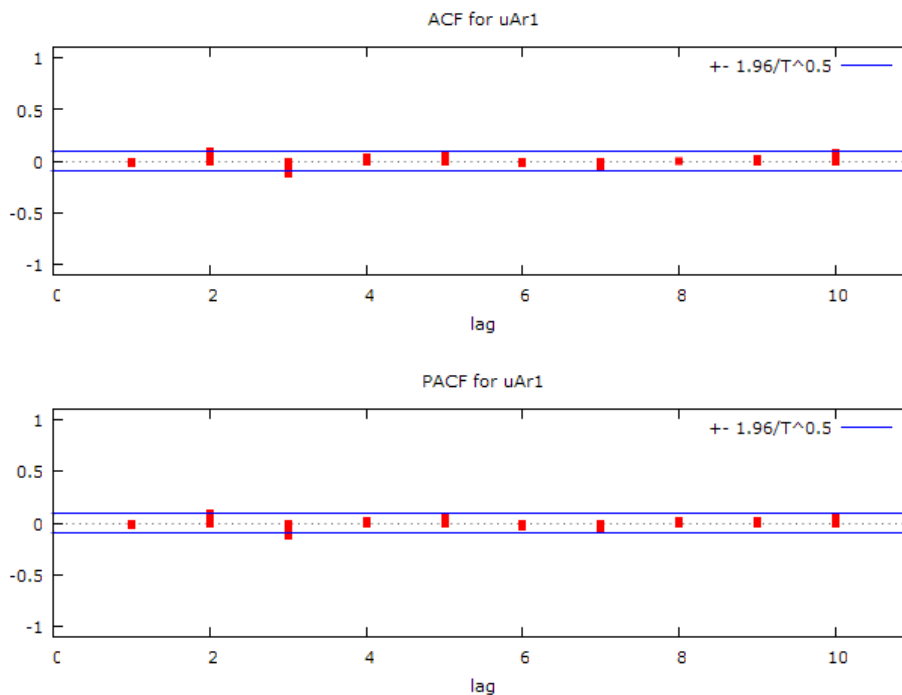
A13.3.4 Grafico andamento dei residui del modello Ar1



A13.3.5 Grafico distribuzione dei residui del modello Ar1



A13.3.6 Grafico del correlogramma dei residui



A13.3.7 Funzione di autocorrelazione dei residui Ar1

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uAr1					
LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.0179		-0.0179	0.1482	[0.700]
2	0.0923	**	0.0920	4.1120	[0.128]
3	-0.1209	***	-0.1188	10.9211	[0.012]
4	0.0316		0.0210	11.3889	[0.023]
5	0.0447		0.0683	12.3233	[0.031]
6	-0.0156		-0.0352	12.4373	[0.053]
7	-0.0627		-0.0690	14.2880	[0.046]
8	-0.0009		0.0173	14.2883	[0.075]
9	0.0244		0.0289	14.5700	[0.103]
10	0.0781	*	0.0604	17.4578	[0.065]

A13.3.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello Ar1

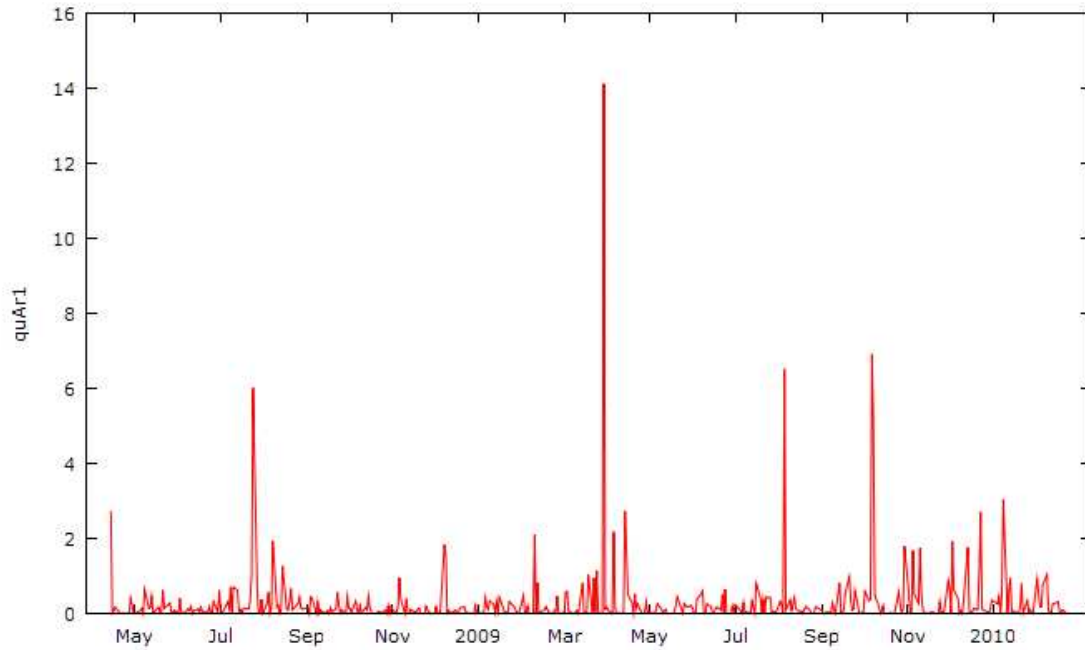
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uAr1 including one lag of (1-L)uAr1 sample size 459 unit-root null hypothesis: a = 1 test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.012 estimated value of (a - 1): -0.925643 test statistic: tau_nc(1) = -13.9887 asymptotic p-value 7.54e-030
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.012 estimated value of (a - 1): -0.925702 test statistic: tau_c(1) = -13.9746 asymptotic p-value 4.924e-032

```

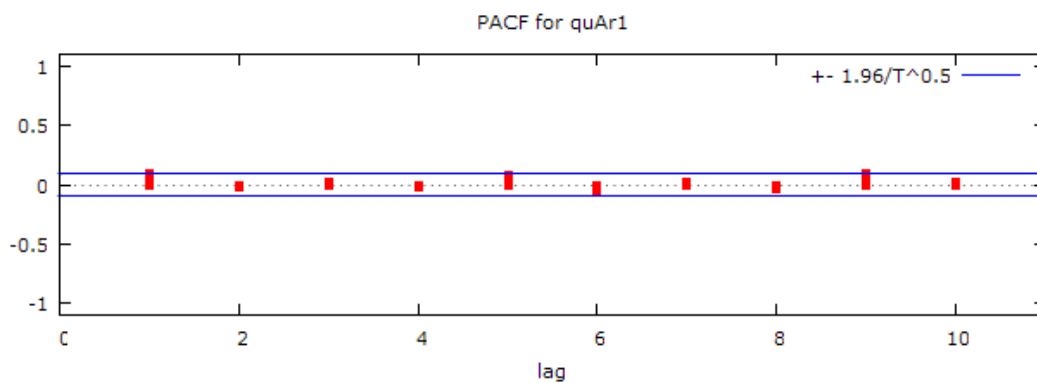
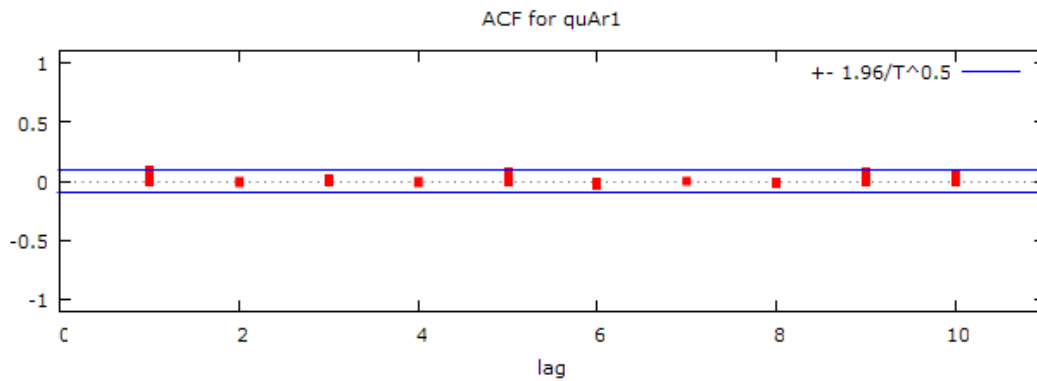
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.012
estimated value of (a - 1): -0.9257
test statistic: tau_ct(1) = -13.9588
Asymptotic p-value 9.082e-038

```

A13.3.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello Ar1



A13.3.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Ar1



A13.3.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Ar1

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for quAr1					
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]
1	0.0963	**	0.0963	**	4.3035 [0.038]
2	-0.0131		-0.0225		4.3828 [0.112]
3	0.0218		0.0255		4.6043 [0.203]
4	-0.0136		-0.0187		4.6908 [0.321]
5	0.0772	*	0.0821	*	7.4780 [0.187]
6	-0.0392		-0.0573		8.1982 [0.224]
7	0.0013		0.0157		8.1989 [0.315]
8	-0.0282		-0.0373		8.5726 [0.380]
9	0.0786	*	0.0938	**	11.4868 [0.244]
10	0.0448		0.0159		12.4353 [0.257]

Appendice 14: Descrizione dei Dati di input Mensili

A14.1 Descrizione sintetica modello utilizzato per l'analisi dei dati

Il modello utilizzato per descrivere il fenomeno è sempre il modello a tre fattori di Fama e French utilizzato precedentemente nello studio della serie storica giornaliera.

Come precedentemente descritto al paragrafo A2.1 l'obiettivo della presente ricerca è lo studio della relazione esistente tra il rendimento dei titoli del comparto immobiliare ed il rendimento di mercato tramite il modello a tre fattori di Fama e French che può essere espresso sinteticamente tramite la formula:

$$ra_t - rf_t = a + b*(rm_t - rf_t) + c*SMB_t + d*HML_t + e_t$$

In cui:

ra_t = rendimento dell'attività immobiliare al tempo t;

rm_t = rendimento di mercato al tempo t;

rf_t = rendimento dell'attività risk free al tempo t;

SMB_t = differenza tra il rendimento di un portafoglio composto da titoli a bassa capitalizzazione rispetto al rendimento di un portafoglio composto da titoli ad alta capitalizzazione al tempo t;

HML_t = differenza tra il rendimento di un portafoglio composto da titoli value (con un alto rapporto Book-to-Price) ed il rendimento di un portafoglio composto da titoli Growth (con un basso rapporto Book-to-Value) al tempo t.

e_t = residuo al tempo t;

Esprimendo in modo sintetico il premio per il rischio dell'attività immobiliare e dell'attività di mercato possiamo esprimere il modello nella seguente formulazione sintetica che sarà utilizzata nelle successive analisi ed elaborazioni:

$$raNet_t = a + b*rmNet_t + c*SMB_t + d*HML_t + e_t$$

in cui:

$$raNet_t = ra_t - rf_t$$

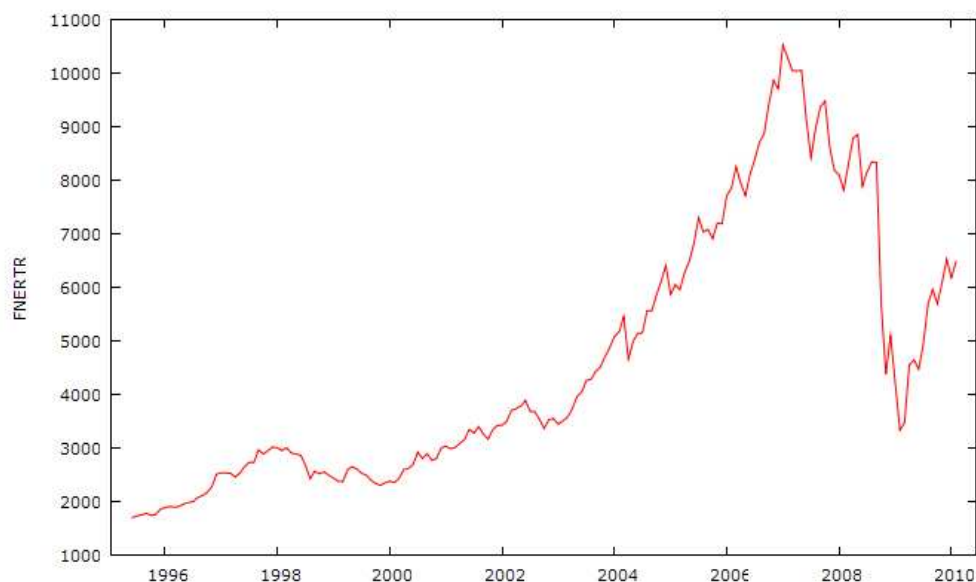
$$rmNet_t = rm_t - rf_t$$

A14.2 Serie storiche utilizzate per ottenere i dati input del modello

A14.2.1. Proxy Mercato Immobiliare: Equity Reit Trust Index mensile

Come Proxy per il mercato immobiliare negli USA è stato scelto l'indice FNER prodotto dall'associazione Nareit, precedentemente utilizzato nell'analisi sui dati giornalieri e descritto nel paragrafo A2.2.1. La serie storica è stata scaricata dall'information provider finanziario Bloomberg (tiker FNERTR Index).

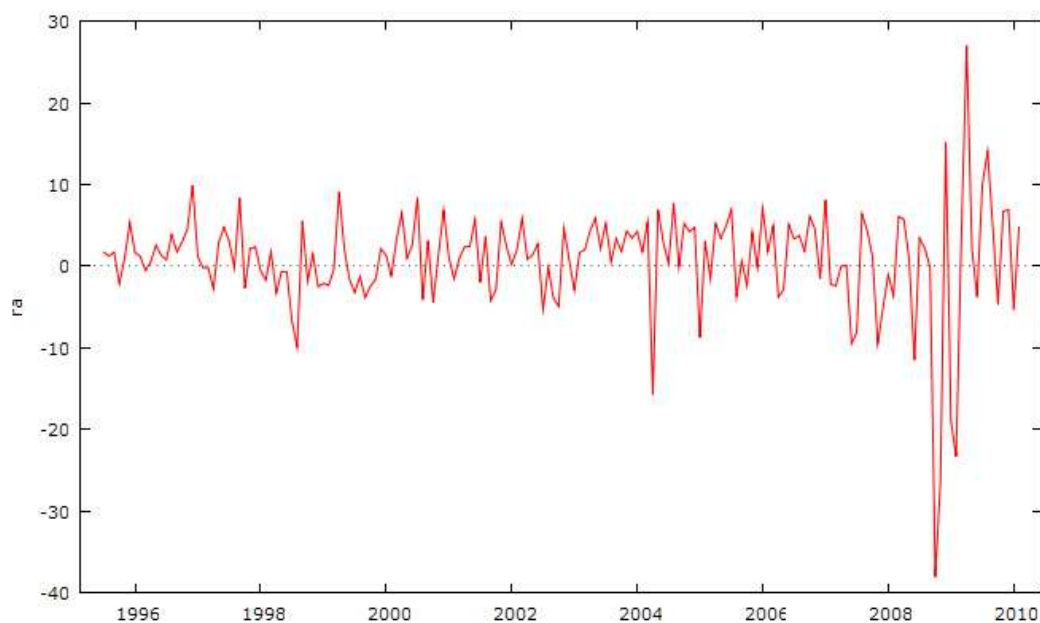
G22: Grafico andamento mensile indice Equity Reit FNERTR



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale:

$$ra_t = [\ln(FNERTR_t) - \ln(FNERTR_{t-1})] * 100$$

G23: Grafico rendimento mensile indice FNERTR



Dall'analisi grafica è evidente che la serie storica è stazionaria e presenta dei grappoli di volatilità soprattutto in corrispondenza degli ultimi due anni di rilevazioni.

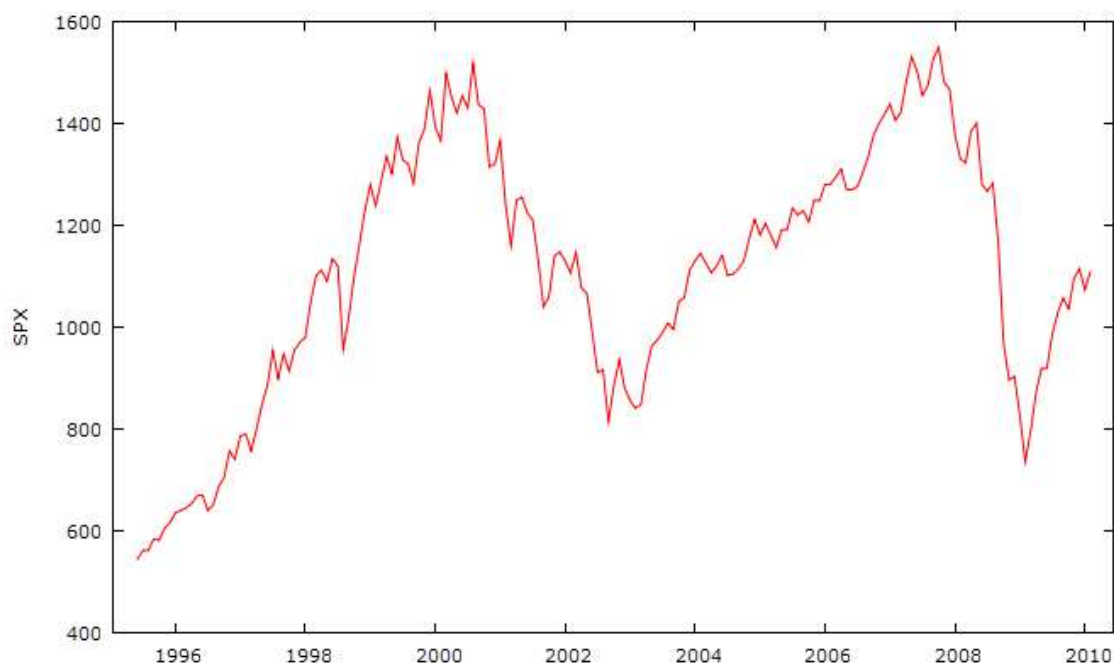
A14.2.2 Proxy Rendimento di mercato: Indice Standard & Poor's 500

Come proxy per il rendimento di mercato degli USA è stato scelto l'indice S&P500 prodotto giornalmente dall'associazione S&P e precedentemente utilizzato per l'analisi dei dati giornalieri e descritto nel paragrafo A2.2.1. La serie è stata scaricata dall'information provider Bloomberg (Tiker S&P Index) come serie storica giornaliera dalla quale sono state selezionate, come rilevazioni mensili, l'ultimo giorni di rilevazione del mese (o l'ultimo giorno di rilevazione per cui erano disponibili anche le rilevazioni per le altre serie storiche utilizzate come input).

Oltre alla serie storica dello S&P 500 era disponibile tra gli indici S&P anche una serie storica del rendimento complessivo del mercato (Tiker Bloomberg SPTMI Index) ma è stata scelta come Proxy del mercato l'indice S&P500 per il suo maggiore utilizzo in letteratura.

L'indice S&P 500 (S&P Large Cap) è, infatti, uno degli indici maggiormente usati in letteratura per rappresentare il rendimento del mercato azionario americano (insieme all'indice NYSE).

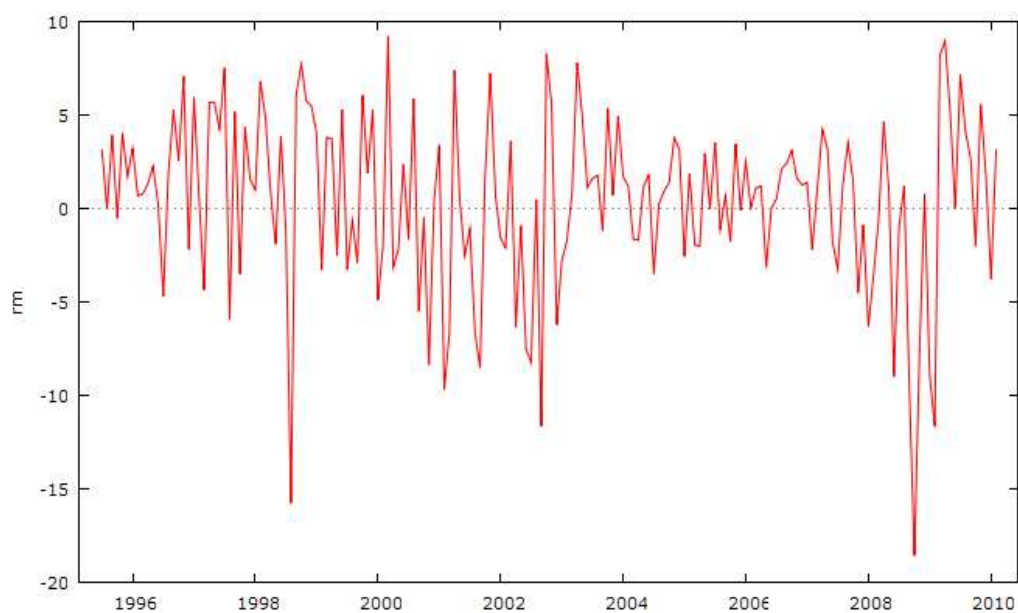
G24: Grafico andamento mensile indice S&P500



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale:

$$rm_t = [\ln(SPX_t) - \ln(SPX_{t-1})]*100$$

G25: Grafico rendimento mensile indice SPX



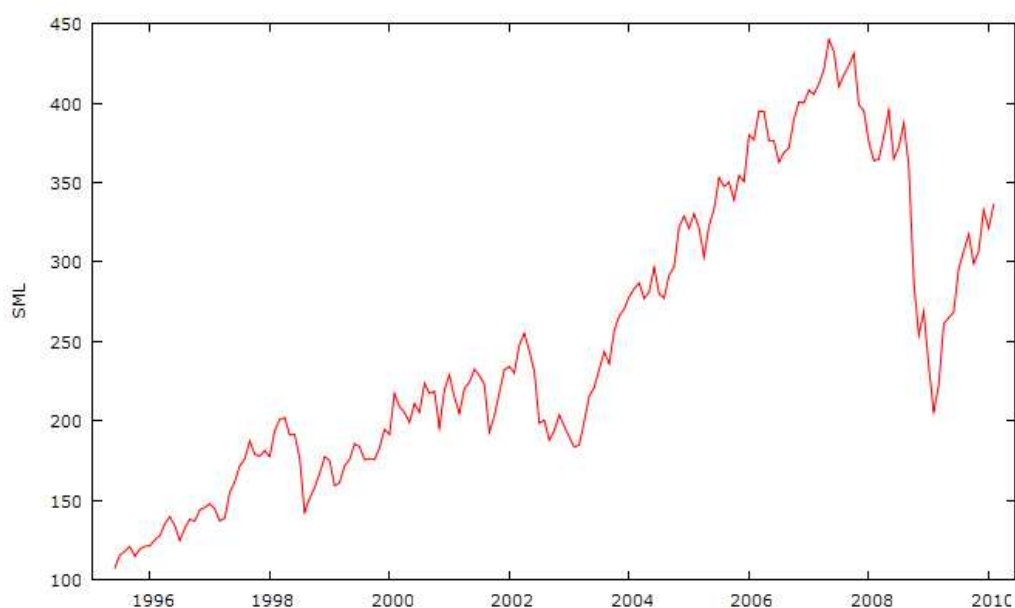
Dall'analisi grafica è evidente che la serie storica è stazionaria e presenta dei grappoli di volatilità.

A14.2.3 Proxy Rendimento Portafoglio Titoli Small Cap: Indice Standard & Poor's 600 Small Cap

Come Proxy per il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli a bassa capitalizzazione è stato scelto l'indice S&P 600 Small Cap che tra gli indici S&P rappresenta il comparto delle Small Cap Americane.

La serie storica è stata scaricata dall'information provider Bloomberg (Tiker SML Index) dal mese di giugno del 1995.

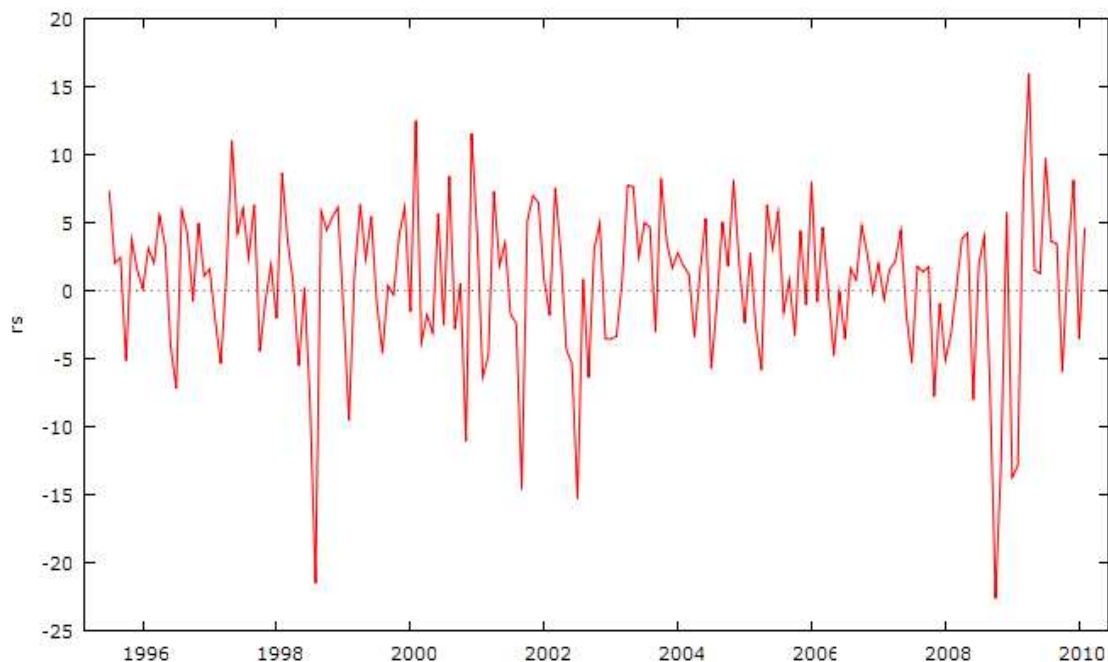
G26: Grafico andamento mensile indice S&P 600 Small Cap SML



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale:

$$rs_t = [\ln(SML_t) - \ln(SML_{t-1})]*100$$

G27: Grafico rendimento mensile indice S&P 600 Small Cap



Dall'analisi grafica è evidente che la serie storica è stazionaria e presenta dei grappoli di volatilità anche se apparentemente meno evidenti delle altre due serie storiche.

A14.2.4 Proxy Rendimento Portafoglio Titoli Large Cap: Indice Standard & Poor's 500 Large Cap

Come proxy per il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli ad alta capitalizzazione è stato scelto l'indice S&P 500 Large Cap che tra gli indici S&P rappresenta il comparto delle Large Cap Americane.

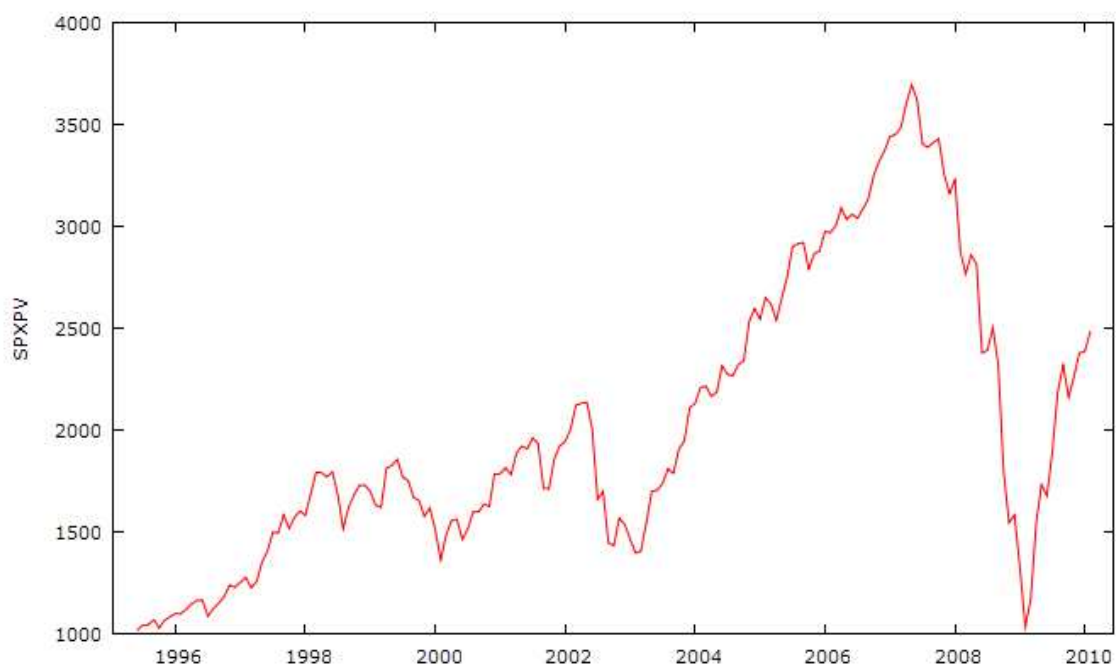
Questo indice è stato utilizzato anche come proxy del rendimento di mercato ed è stato precedentemente descritto nel paragrafo A15.2.2.

A14.2.5 Proxy Rendimento Portafoglio Titoli Value: Indice Standard & Poor's 500 Pure Value

Come Proxy per il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli Value (alto rapporto Book-to-Price) è stato scelto l'indice S&P 500 Pure Value che tra gli indici S&P rappresenta il comparto dei titoli Value.

La serie storica è stata scaricata dall'information provider finanziario Bloomberg (Tiker SPXPV Index) ed è disponibile solo dal mese di giugno 1995.

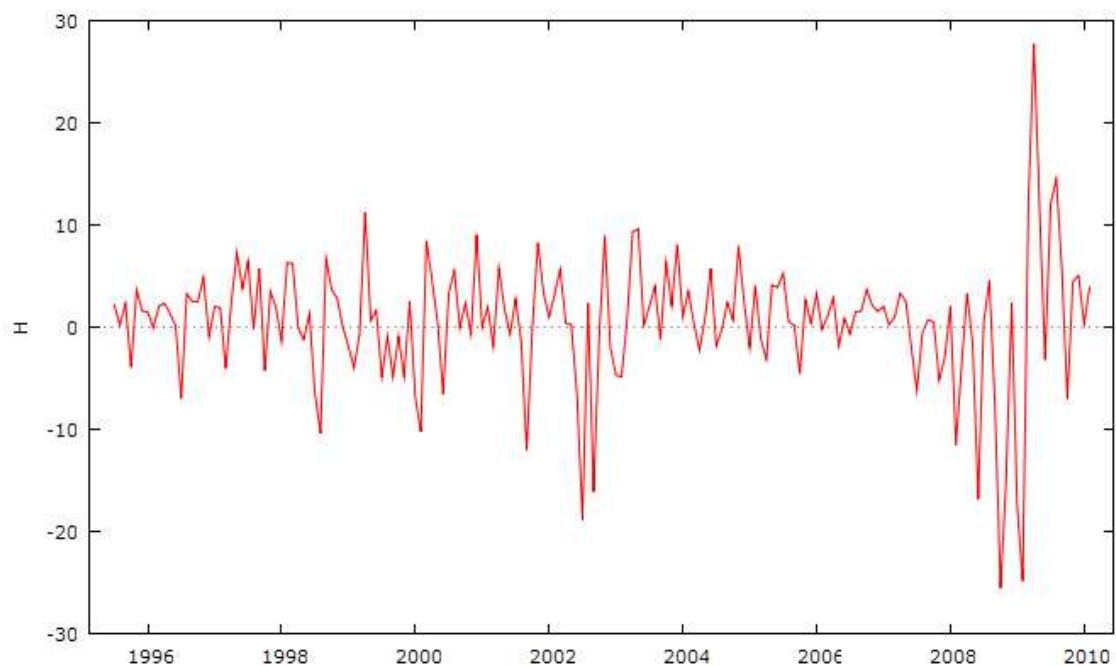
G28: Grafico andamento mensile indice S&P Pure Value SPXPV



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale:

$$H_t = [\ln(SPXPV_t) - \ln(SPXPV_{t-1})] * 100$$

G29: Grafico rendimento mensile indice S&P Pure Value SPXPV



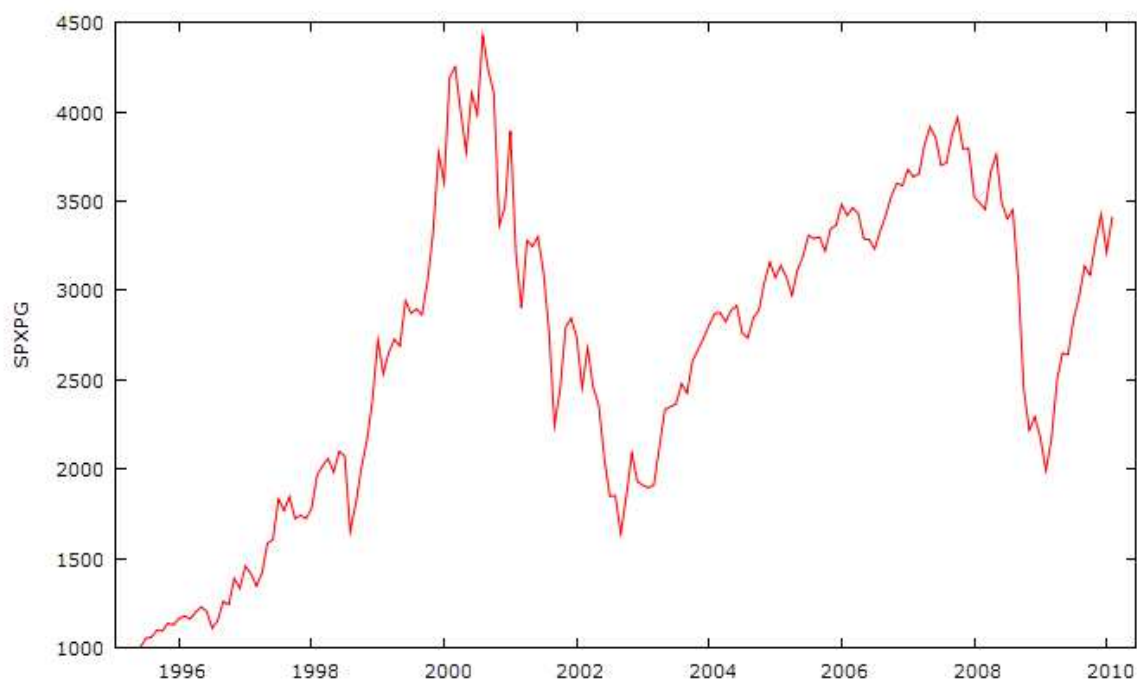
Dall'analisi grafica è evidente che la serie storica è stazionaria e presenta dei grappoli di volatilità soprattutto negli ultimi due anni di rilevazioni.

A14.2.6 Proxy Rendimento Portafoglio Titoli Growth: Indice Standard & Poor's Pure Growth

Come Proxy per il rendimento atteso di un portafoglio composto da titoli Growth (basso rapporto Book-to-Price) è stato scelto l'indice S&P 500 Pure Growth che tra gli indici S&P rappresenta il comparto dei titoli Growth.

La serie storica è stata scaricata dall'information provider finanziario Bloomberg (Tiker SPXPV Index) ed è disponibile solo dal mese di giugno 1995.

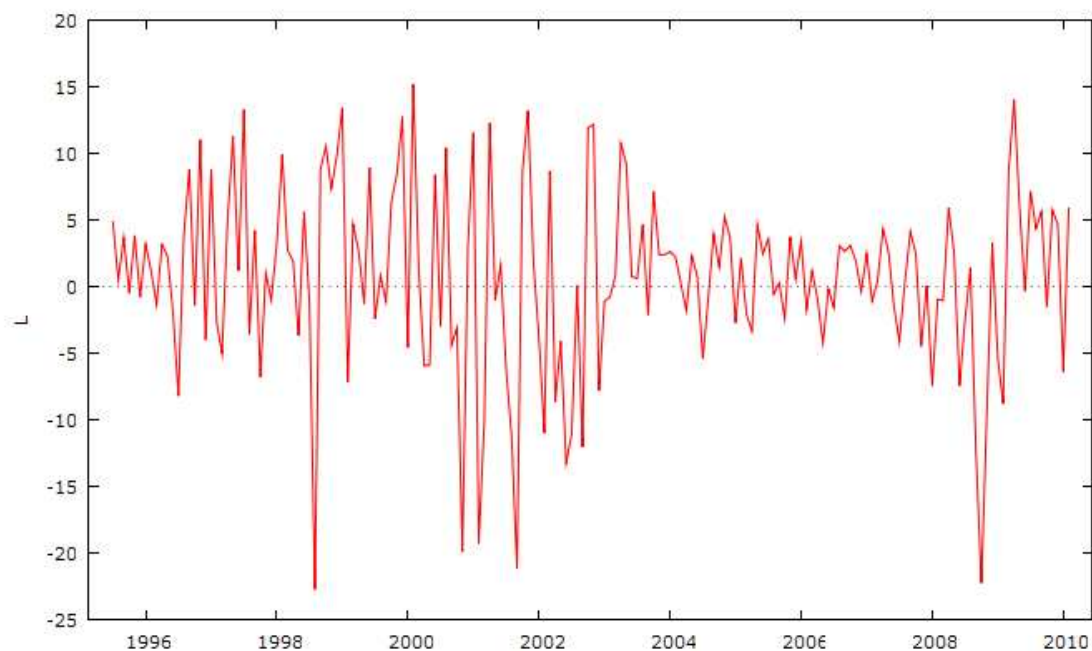
G30: Grafico andamento mensile indice S&P Pure Growth SPXPG



Dalla serie storica dell'andamento dell'indice è stata calcolata la serie storica dei rendimenti, espressi come log differenza tra le rilevazioni espressa in percentuale:

$$L_t = [\ln(\text{SPXPG}_t) - \ln(\text{SPXPG}_{t-1})] * 100$$

G31: Grafico rendimento mensile indice S&P Pure Growth SPXPG

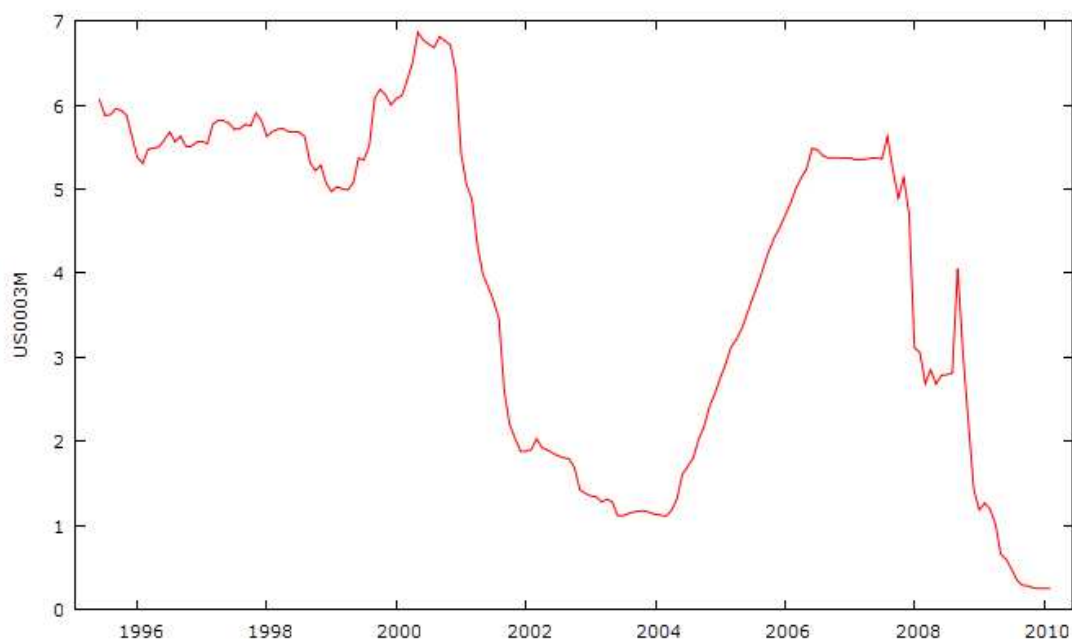


Dall'analisi grafica è evidente che la serie storica è stazionaria e presenta dei grappoli di volatilità.

A14.2.7 Proxy Rendimento Tasso Risk Free: Tasso Interbancario USA a 3 mesi nettato del tasso di inflazione annuale rilevato trimestralmente.

Come proxy per il tasso Risk Free è stato scelto il tasso interbancario USA a 3 mesi. La serie storica è stata scaricata da dall'information provider finanziario Bloomberg (Tiker Bloomberg US0003m Index).

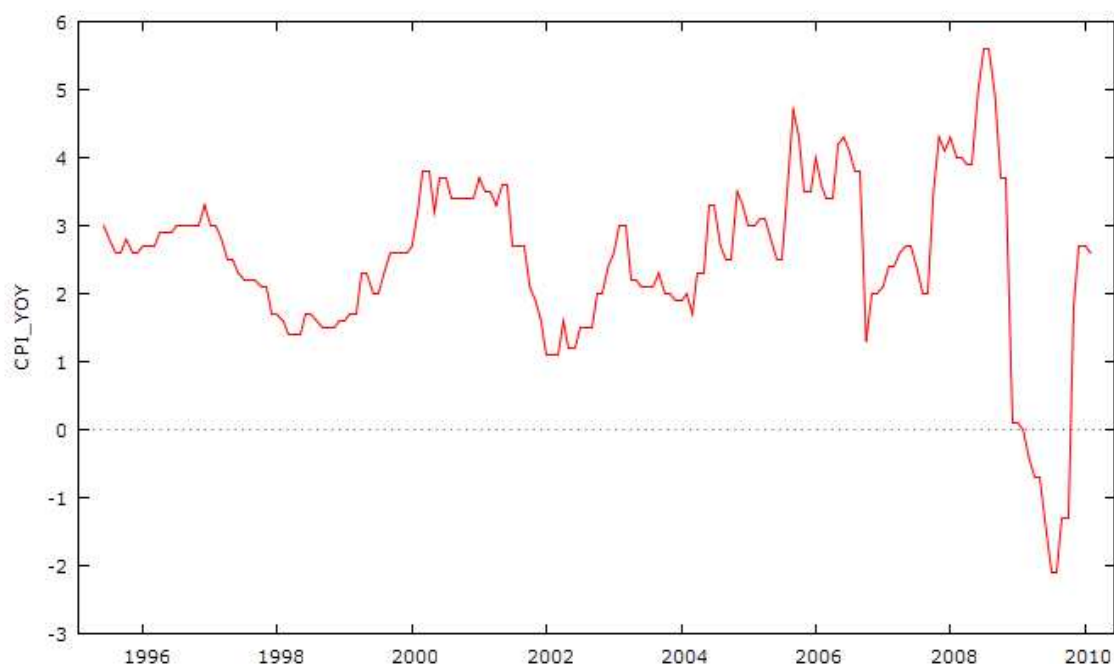
G32: Grafico andamento mensile indice tasso di interesse interbancario US0003M



Per poter ottenere il tasso di interesse Risk Free è stata scaricata la serie storica del tasso di inflazione annuale rilevata trimestralmente. Anche questa serie storica è stata scaricata da Bloomberg (Tiker Bloomberg CPI YOY Index).

Per ottenere la rilevazione mensile dalla serie storica trimestrale (sono disponibili solamente le rilevazioni trimestrali), è stata riportata la rilevazione di fine trimestre per tutto il trimestre di riferimento.

G33: Grafico andamento mensile indice inflazione annuale CPI YOY (rilevata trimestralmente)



Per ottenere il tasso risk free mensile, confrontabile con i rendimenti mensili dell'attività immobiliare e dell'attività di mercato, è stato diviso il tasso trimestrale per 3, che rappresenta il numero di mesi in un trimestre. Per ottenere il tasso di inflazione mensile, utilizzabile per nettare il tasso di interesse mensile ed ottenere il tasso risk free, è stato diviso il tasso di inflazione per 12 che rappresenta il numero di mesi in un anno.

$$rf_t = \frac{US0003M_t}{3} - \frac{CPI YOY_t}{12}$$

In cui:

rf_t = Tasso risk free al tempo t;

US0003M_t = Tasso di interesse interbancario USA al tempo t;

CPI YOY_t = Tasso di inflazione annuale rilevato trim. al tempo t;

G34: Grafico andamento mensile tasso Risk Free



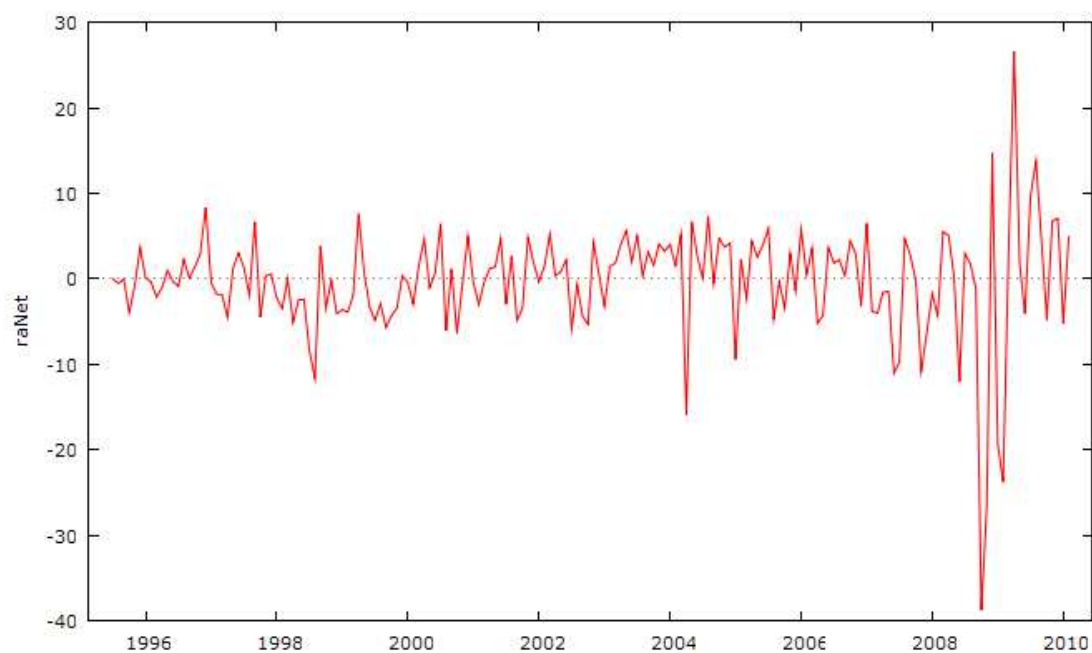
A14.3 Dati di input del modello ottenuti trasformando le serie storiche descritte al punto A14.2

A14.3.1 Extra rendimento dell'attività immobiliare

L'extra rendimento dell'attività immobiliare ottenuto nettando il tasso di rendimento dell'attività immobiliare 'ra' con il tasso Risk Free 'rf' entrambe espressi in percentuale.

$$raNet_t = ra_t - rf_t$$

G35: Grafico andamento mensile extra rendimento immobiliare 'raNet'

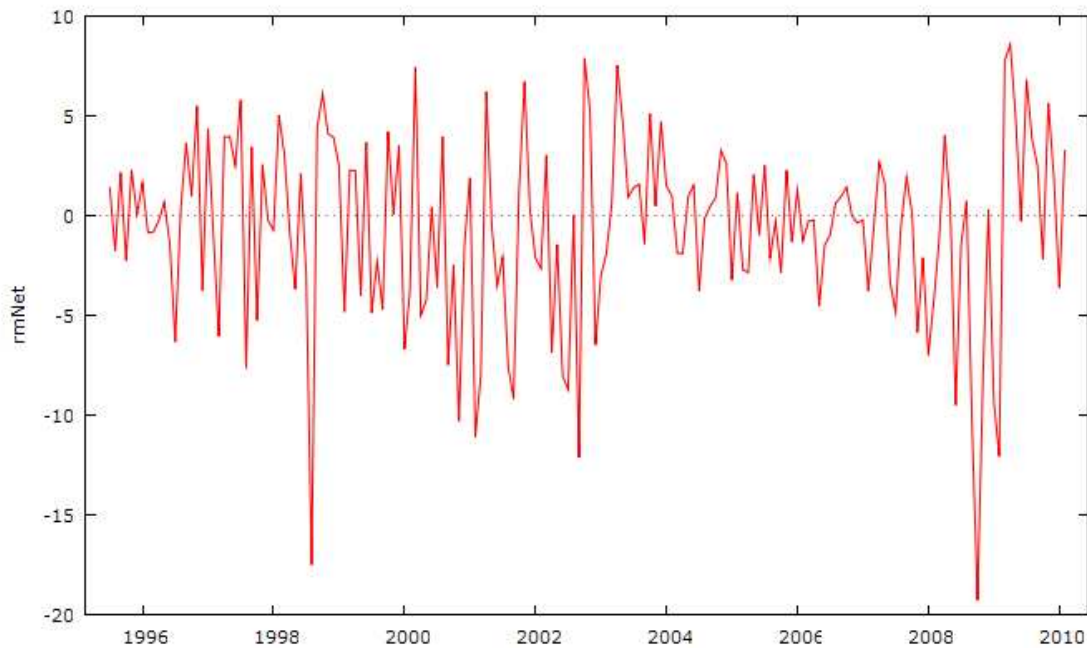


A14.3.2 Extra Rendimento di Mercato (rmNet)

L'extra rendimento di mercato è stato ottenuto nettando il tasso di rendimento di mercato 'rm' dal tasso Risk Free 'rf' entrambe espressi in percentuale.

$$rmNet_t = rm_t - rf_t$$

G36: Grafico andamento mensile extra rendimento di mercato 'rmNet'

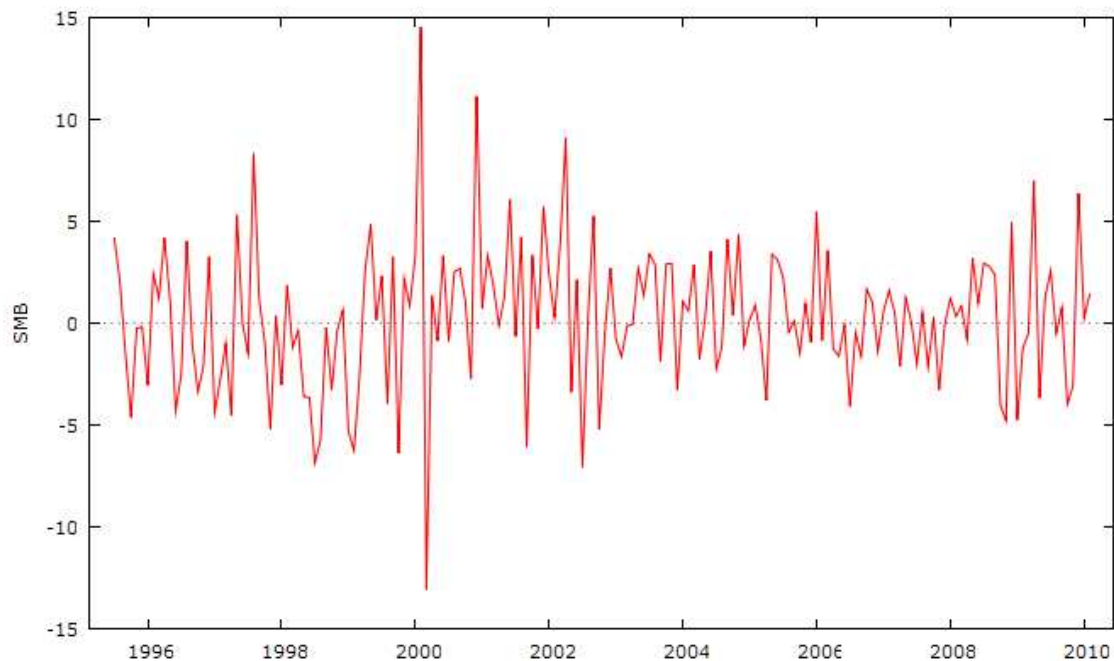


A14.3.3 Extra rendimento delle società a bassa capitalizzazione (SMB)

L'extra rendimento delle società a bassa capitalizzazione 'SMB' è stato ottenuto sottraendo il rendimento delle società ad alta capitalizzazione 'rm' (coincide con la proxy del rendimento di mercato) al rendimento delle società a bassa capitalizzazione 'rs' entrambe espressi in percentuale.

$$SMB_t = rs_t - rm_t$$

G37: Grafico andamento mensile extra rendimento delle Small Cap 'SMB'

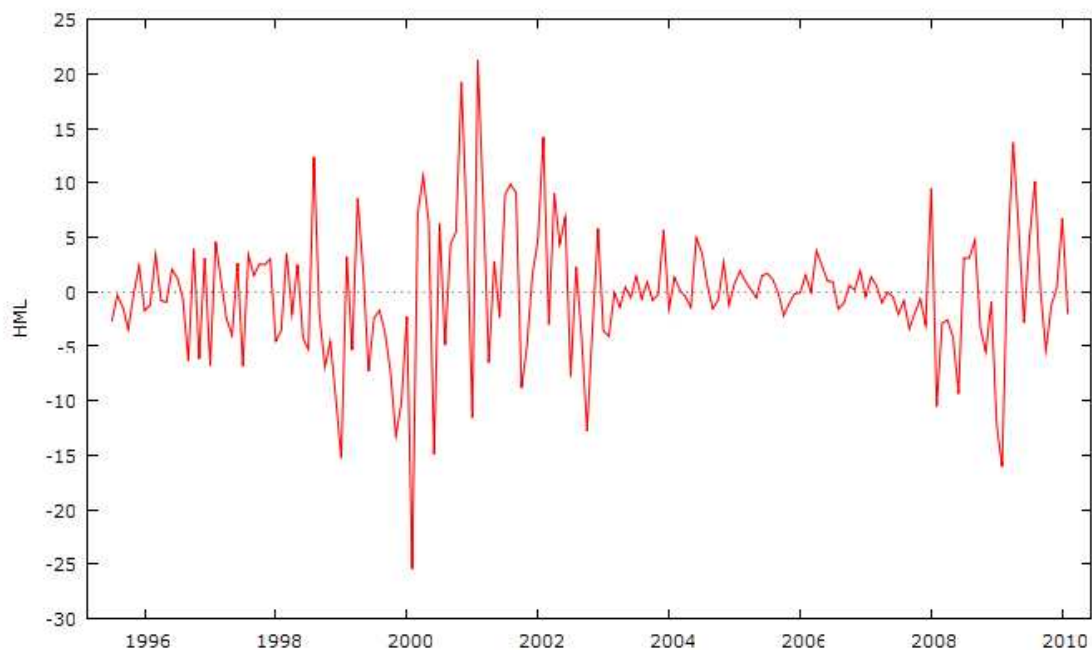


A14.3.4 Extra Rendimento delle società Value HML

L'extra rendimento delle società Value è stato ottenuto sottraendo al rendimento delle società Value (alto rapporto Book-to-Price) 'H' quello delle società Growth (basso rapporto Book-to-Price) 'L'.

$$HML_t = H_t - L_t$$

G38: Grafico andamento mensile extra rendimento delle Soc Value 'HML'



A14.4 Verifica della cointegrazione

In questa appendice sarà verificata la presenza di cointegrazione tra le serie storiche utilizzate come input per il campione dei dati mensili completo (da maggio del 1995 a febbraio del 2010).

Sarà verificata la presenza di cointegrazione tra il valore dell'indice rappresentativo dei titoli immobiliari (FNERTR) e l'insieme delle variabili indipendenti (SPX,SML,SPXPG, SPXPV) tramite il test di Hengle e Granger e la procedura Gretel.

Gli indici di input del modello non risultano cointegrati, tutte le serie storiche (FNERTR,SPX,SML,SPXPG,SPXPV) presentano una radice unitaria ma il residuo non è stazionario (p-value 0,21 nettamente superiore alla soglia del 5% normalmente considerata).

La mancanza di cointegrazione è presumibilmente dovuta alla presenza di un break strutturale e sarà ripetuta nei sottocampioni generati dalla data di break.

Test di cointegrazione di Hengle e Granger

```
Step 1: testing for a unit root in FNERTR
Augmented Dickey-Fuller test for FNERTR
including 5 lags of (1-L)FNERTR
sample size 171
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.017
lagged differences: F(5, 164) = 5.881 [0.0001]
estimated value of (a - 1): -0.0160944
test statistic: tau_c(1) = -1.45472
asymptotic p-value 0.5568

Step 2: testing for a unit root in SML
Augmented Dickey-Fuller test for SML
including 5 lags of (1-L)SML
sample size 171
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.018
lagged differences: F(5, 164) = 2.075 [0.0711]
estimated value of (a - 1): -0.0177968
test statistic: tau_c(1) = -1.43037
asymptotic p-value 0.569

Step 3: testing for a unit root in SPX
Augmented Dickey-Fuller test for SPX
including 5 lags of (1-L)SPX
sample size 171
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003
lagged differences: F(5, 164) = 1.535 [0.1816]
estimated value of (a - 1): -0.0416795
test statistic: tau_c(1) = -2.53152
asymptotic p-value 0.1079
```

Step 4: testing for a unit root in SPXPG
 Augmented Dickey-Fuller test for SPXPG
 including 5 lags of (1-L)SPXPG
 sample size 171
 unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
 lagged differences: F(5, 164) = 0.788 [0.5597]
 estimated value of (a - 1): -0.0372548
 test statistic: tau_c(1) = -2.08764
 asymptotic p-value 0.2498

Step 5: testing for a unit root in SPXPV
 Augmented Dickey-Fuller test for SPXPV
 including 5 lags of (1-L)SPXPV
 sample size 171
 unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.010
 lagged differences: F(5, 164) = 8.720 [0.0000]
 estimated value of (a - 1): -0.0238687
 test statistic: tau_c(1) = -1.9752
 asymptotic p-value 0.2981

Step 6: cointegrating regression
 Cointegrating regression -
 OLS estimates using the 177 observations 1995:06-2010:02
 Dependent variable: FNERTR

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-1683.41	211.089	-7.975	2.04e-013	***
SML	26.9553	1.82607	14.76	2.20e-032	***
SPX	0.340677	0.530869	0.6417	0.5219	
SPXPG	-0.698770	0.162069	-4.312	2.72e-05	***
SPXPV	0.522222	0.225997	2.311	0.0220	**
Mean dependent var	4624.384	S.D. dependent var	2442.788		
Sum squared resid	31132506	S.E. of regression	425.4444		
R-squared	0.970356	Adjusted R-squared	0.969667		
Log-likelihood	-1320.021	Akaike criterion	2650.042		
Schwarz criterion	2665.923	Hannan-Quinn	2656.482		
rho	0.818592	Durbin-Watson	0.356289		

Step 7: testing for a unit root in uhat
 Augmented Dickey-Fuller test for uhat
 including 5 lags of (1-L)uhat
 sample size 171
 unit-root null hypothesis: a = 1

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
 lagged differences: F(5, 165) = 1.117 [0.3536]
 estimated value of (a - 1): -0.211899
 test statistic: tau_c(5) = -3.76339
 asymptotic p-value 0.2112

There is evidence for a cointegrating relationship if:
 (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
 (b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Per verificare la presenza di cointegrazione almeno nei sottocampioni è stato ripetuto il test di cointegrazione di Hengle e Granger sui due sottocampioni generati dalla data di break strutturale calcolata tramite il test di Quandt nell'appendice A14.

Test di cointegrazione di Hengle e Granger: 1 Sottocampione
<p>Step 1: testing for a unit root in FNERTR</p> <p>Augmented Dickey-Fuller test for FNERTR including 6 lags of (1-L)FNERTR sample size 129 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 lagged differences: $F(6, 121) = 2.244 [0.0434]$ estimated value of $(a - 1)$: 0.0387211 test statistic: $\tau_c(1) = 3.34705$ asymptotic p-value 1</p> <p>Step 2: testing for a unit root in SML</p> <p>Augmented Dickey-Fuller test for SML including 6 lags of (1-L)SML sample size 129 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 lagged differences: $F(6, 121) = 1.255 [0.2831]$ estimated value of $(a - 1)$: 0.00237873 test statistic: $\tau_c(1) = 0.153876$ asymptotic p-value 0.9697</p> <p>Step 3: testing for a unit root in SPX</p> <p>Augmented Dickey-Fuller test for SPX including 6 lags of (1-L)SPX sample size 129 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.006 lagged differences: $F(6, 121) = 0.475 [0.8255]$ estimated value of $(a - 1)$: -0.0375192 test statistic: $\tau_c(1) = -1.95345$ asymptotic p-value 0.3079</p> <p>Step 4: testing for a unit root in SPXPG</p> <p>Augmented Dickey-Fuller test for SPXPG including 6 lags of (1-L)SPXPG sample size 129 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.017 lagged differences: $F(6, 121) = 1.004 [0.4261]$ estimated value of $(a - 1)$: -0.0373475 test statistic: $\tau_c(1) = -1.77872$ asymptotic p-value 0.3916</p>

Step 5: testing for a unit root in SPXPV
 Augmented Dickey-Fuller test for SPXPV
 including 6 lags of (1-L)SPXPV
 sample size 129
 unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003
 lagged differences: $F(6, 121) = 0.380 [0.8909]$
 estimated value of $(a - 1)$: -0.00028488
 test statistic: $\tau_c(1) = -0.0185906$
 asymptotic p-value 0.9559

Step 6: cointegrating regression
 Cointegrating regression -
 OLS estimates using the 136 observations 1995:06-2006:09
 Dependent variable: FNERTR

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-736.238	210.826	-3.492	0.0007	***
SML	21.4869	2.66959	8.049	4.43e-013	***
SPX	-1.16356	0.554349	-2.099	0.0377	**
SPXPG	-0.221875	0.171149	-1.296	0.1971	
SPXPV	0.861412	0.325685	2.645	0.0092	***
Mean dependent var	3781.836	S.D. dependent var	1828.670		
Sum squared resid	13806345	S.E. of regression	324.6413		
R-squared	0.969417	Adjusted R-squared	0.968484		
Log-likelihood	-976.8785	Akaike criterion	1963.757		
Schwarz criterion	1978.320	Hannan-Quinn	1969.675		
rho	0.819298	Durbin-Watson	0.430666		

Step 7: testing for a unit root in uhat
 Augmented Dickey-Fuller test for uhat
 including 6 lags of (1-L)uhat
 sample size 129
 unit-root null hypothesis: $a = 1$

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.000
 lagged differences: $F(6, 122) = 1.738 [0.1176]$
 estimated value of $(a - 1)$: -0.204744
 test statistic: $\tau_c(5) = -2.31057$
 asymptotic p-value 0.8768

There is evidence for a cointegrating relationship if:
 (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
 (b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Anche per il primo sottocampione le serie storiche della variabile dipendente e delle variabili indipendenti di input per il modello non risultano cointegrate. Le serie storiche dell'andamento degli indici presentano, infatti, una radice unitaria ma il residuo della regressione non è stazionario.

Eseguendo il test di cointegrazione di Hengle e Granger anche per il secondo sottocampione emerge il fatto che anche questo non è cointegrato.

Test di cointegrazione di Hengle e Granger: 2 Sottocampione

Step 1: testing for a unit root in FNERTR

Augmented Dickey-Fuller test for FNERTR
including 6 lags of (1-L)FNERTR
sample size 34
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.018
lagged differences: $F(6, 26) = 2.016 [0.0997]$
estimated value of $(a - 1)$: -0.0908307
test statistic: $\tau_c(1) = -1.49165$
asymptotic p-value 0.5381

Step 2: testing for a unit root in SML

Augmented Dickey-Fuller test for SML
including 6 lags of (1-L)SML
sample size 34
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.080
lagged differences: $F(6, 26) = 2.722 [0.0346]$
estimated value of $(a - 1)$: -0.0694946
test statistic: $\tau_c(1) = -1.17775$
asymptotic p-value 0.6864

Step 3: testing for a unit root in SPX

Augmented Dickey-Fuller test for SPX
including 6 lags of (1-L)SPX
sample size 34
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.038
lagged differences: $F(6, 26) = 3.683 [0.0088]$
estimated value of $(a - 1)$: -0.0585203
test statistic: $\tau_c(1) = -1.43093$
asymptotic p-value 0.5687

Step 4: testing for a unit root in SPXPG

Augmented Dickey-Fuller test for SPXPG
including 6 lags of (1-L)SPXPG
sample size 34
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.015
lagged differences: $F(6, 26) = 2.186 [0.0771]$
estimated value of $(a - 1)$: -0.0951172
test statistic: $\tau_c(1) = -1.49168$
asymptotic p-value 0.5381

Step 5: testing for a unit root in SPXPV

Augmented Dickey-Fuller test for SPXPV
including 6 lags of (1-L)SPXPV
sample size 34

unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.028
lagged differences: $F(6, 26) = 5.657$ [0.0007]
estimated value of $(a - 1)$: -0.0632322
test statistic: $\tau_c(1) = -1.70917$
asymptotic p-value 0.4266

Step 6: cointegrating regression

Cointegrating regression -
OLS estimates using the 41 observations 2006:10-2010:02
Dependent variable: FNERTR

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-2321.95	790.643	-2.937	0.0058	***
SML	34.3758	7.98578	4.305	0.0001	***
SPX	0.368631	2.15777	0.1708	0.8653	
SPXPG	-1.29743	0.521042	-2.490	0.0175	**
SPXPV	0.578650	0.460418	1.257	0.2169	
Mean dependent var	7419.178	S.D. dependent var	2133.042		
Sum squared resid	9151645	S.E. of regression	504.1948		
R-squared	0.949715	Adjusted R-squared	0.944128		
Log-likelihood	-310.6519	Akaike criterion	631.3037		
Schwarz criterion	639.8716	Hannan-Quinn	634.4237		
rho	0.758489	Durbin-Watson	0.453696		

Step 7: testing for a unit root in uhat

Augmented Dickey-Fuller test for uhat
including 6 lags of $(1-L)uhat$
sample size 34
unit-root null hypothesis: a = 1

model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.041
lagged differences: $F(6, 27) = 1.374$ [0.2605]
estimated value of $(a - 1)$: -0.618345
test statistic: $\tau_c(5) = -3.06159$
asymptotic p-value 0.5542

There is evidence for a cointegrating relationship if:

- (a) The unit-root hypothesis is not rejected for the individual variables.
- (b) The unit-root hypothesis is rejected for the residuals (uhat) from the cointegrating regression.

Appendice 15: Costruzione sottocampioni mensili tramite test Quandt

A15.1 Descrizione logica con cui sono stati costruiti i campioni

I campioni sono stati costruiti tramite i test del rapporto di verosimiglianza di Quandt (funzione QLR della procedura Gretel) che cerca un possibile break strutturale in un punto incognito del campione escludendo il 15% delle rilevazioni all'inizio e alla fine del campione stesso. Il campione dei dati è stato suddiviso in due sottocampioni sulla base della data di break evidenziata dal test di Quandt. I due sottocampioni generati da questa suddivisione non presentano al loro interno ulteriori date di break per cui è stata sufficiente un'unica ripartizione del campione dei dati mensili.

Nella tabella seguente è riportata la suddivisione del campione ottenuta tramite il test del rapporto di verosimiglianza di Quandt.

T3. Tabella sottocampioni generati dalla data break strutturale

Sigla	Inizio Ril	Fine Ril	Liv Iteraz	DtBreak	NumRil
MS0	1995:07	2010:02	0	2006:10	176
MS1	1995:07	2006:09	1	0	135
MS2	2006:10	2010:02	1	0	41

A15.2 Campione Completo

A15.2.1 Descrizione campione

Codice identificativo del sottocampione: **MS0**
 Livello di nidificazione: **0**
 Data Prima rilevazione: **Luglio 1995**
 Data ultima rilevazione: **Febbraio 2010**
 Numero rilevazioni: **176**
 Nuova Data di Break: **Ottobre 2006**

Campioni generati dalla divisione del campione: MS1, MS2

S1: da Luglio 1995 a Settembre 2006

S2: da Ottobre 2006 a Febbraio 2010-03-10

A15.2.2 Stima modello OLS Completo

$$RaNet_t = a + b \cdot RmNet_t + c \cdot SMB_t + d \cdot HML_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS estimates using the 176 observations 1995:07-2010:02				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	0.223019	0.315350	0.7072	0.4804
rmNet	0.904641	0.0683887	13.23	5.24e-028 ***
SMB	0.630744	0.0896660	7.034	4.54e-011 ***
HML	0.462527	0.0530155	8.724	2.24e-015 ***
Mean dependent var	-0.342130	S.D. dependent var	6.504712	
Sum squared resid	2917.228	S.E. of regression	4.118328	
R-squared	0.606018	Adjusted R-squared	0.599146	
F(3, 172)	88.18945	P-value(F)	1.33e-34	
Log-likelihood	-496.8288	Akaike criterion	1001.658	
Schwarz criterion	1014.340	Hannan-Quinn	1006.801	
rho	-0.103192	Durbin-Watson	2.20224	

15.2.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
<p>Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max $F(4, 168) = 16.6579$ at observation 2006:10 (1 percent critical value = 5.12)</p>
<p>Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming:</p> <p>The maximum $F(4, 168) = 16.6579$ occurs at observation 2006:10 Significant at the 1 percent level (1% critical value = 5.12)</p> <p>This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).</p>

A15.2.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow																																																																													
<p>Esito Test: Chow test for structural break at observation 2006:10 - Null hypothesis: no structural break Test statistic: $F(4, 168) = 16.6579$ with p-value = $P(F(4, 168) > 16.6579) = 1.61772e-011$</p>																																																																													
<p>Dettaglio Test: Augmented regression for Chow test OLS estimates using the 176 observations 1995:07-2010:02 Dependent variable: raNet</p> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th></th> <th style="text-align: center;">coefficient</th> <th style="text-align: center;">std. error</th> <th style="text-align: center;">t-ratio</th> <th style="text-align: center;">p-value</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>const</td> <td style="text-align: center;">0.216790</td> <td style="text-align: center;">0.307045</td> <td style="text-align: center;">0.7061</td> <td style="text-align: center;">0.4811</td> </tr> <tr> <td>rmNet</td> <td style="text-align: center;">0.507716</td> <td style="text-align: center;">0.0809443</td> <td style="text-align: center;">6.272</td> <td style="text-align: center;">2.91^e-09 ***</td> </tr> <tr> <td>SMB</td> <td style="text-align: center;">0.403453</td> <td style="text-align: center;">0.0837787</td> <td style="text-align: center;">4.816</td> <td style="text-align: center;">3.26^e-06 ***</td> </tr> <tr> <td>HML</td> <td style="text-align: center;">0.276472</td> <td style="text-align: center;">0.0566373</td> <td style="text-align: center;">4.881</td> <td style="text-align: center;">2.43^e-06 ***</td> </tr> <tr> <td>splitdum</td> <td style="text-align: center;">-0.264780</td> <td style="text-align: center;">0.649709</td> <td style="text-align: center;">-0.4075</td> <td style="text-align: center;">0.6841</td> </tr> <tr> <td>sd_rmNet</td> <td style="text-align: center;">0.814190</td> <td style="text-align: center;">0.140288</td> <td style="text-align: center;">5.804</td> <td style="text-align: center;">3.16^e-08 ***</td> </tr> <tr> <td>sd_SMB</td> <td style="text-align: center;">1.05503</td> <td style="text-align: center;">0.243771</td> <td style="text-align: center;">4.328</td> <td style="text-align: center;">2.58e-05 ***</td> </tr> <tr> <td>sd_HML</td> <td style="text-align: center;">0.00851189</td> <td style="text-align: center;">0.130208</td> <td style="text-align: center;">0.06537</td> <td style="text-align: center;">0.9480</td> </tr> </tbody> </table> <table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <tbody> <tr> <td>Mean dependent var</td> <td style="text-align: center;">-0.342130</td> <td>S.D. dependent var</td> <td style="text-align: center;">6.504712</td> </tr> <tr> <td>Sum squared resid</td> <td style="text-align: center;">2088.781</td> <td>S.E. of regression</td> <td style="text-align: center;">3.526077</td> </tr> <tr> <td>R-squared</td> <td style="text-align: center;">0.717903</td> <td>Adjusted R-squared</td> <td style="text-align: center;">0.706149</td> </tr> <tr> <td>F(7, 168)</td> <td style="text-align: center;">61.07706</td> <td>P-value(F)</td> <td style="text-align: center;">6.17e-43</td> </tr> <tr> <td>Log-likelihood</td> <td style="text-align: center;">-467.4321</td> <td>Akaike criterion</td> <td style="text-align: center;">950.8643</td> </tr> <tr> <td>Schwarz criterion</td> <td style="text-align: center;">976.2282</td> <td>Hannan-Quinn</td> <td style="text-align: center;">961.1518</td> </tr> <tr> <td>rho</td> <td style="text-align: center;">-0.129926</td> <td>Durbin-Watson</td> <td style="text-align: center;">2.257664</td> </tr> </tbody> </table> <p>Chow test for structural break at observation 2006:10 $F(4, 168) = 16.6579$ with p-value 0.0000</p>						coefficient	std. error	t-ratio	p-value	const	0.216790	0.307045	0.7061	0.4811	rmNet	0.507716	0.0809443	6.272	2.91 ^e -09 ***	SMB	0.403453	0.0837787	4.816	3.26 ^e -06 ***	HML	0.276472	0.0566373	4.881	2.43 ^e -06 ***	splitdum	-0.264780	0.649709	-0.4075	0.6841	sd_rmNet	0.814190	0.140288	5.804	3.16 ^e -08 ***	sd_SMB	1.05503	0.243771	4.328	2.58e-05 ***	sd_HML	0.00851189	0.130208	0.06537	0.9480	Mean dependent var	-0.342130	S.D. dependent var	6.504712	Sum squared resid	2088.781	S.E. of regression	3.526077	R-squared	0.717903	Adjusted R-squared	0.706149	F(7, 168)	61.07706	P-value(F)	6.17e-43	Log-likelihood	-467.4321	Akaike criterion	950.8643	Schwarz criterion	976.2282	Hannan-Quinn	961.1518	rho	-0.129926	Durbin-Watson	2.257664
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value																																																																									
const	0.216790	0.307045	0.7061	0.4811																																																																									
rmNet	0.507716	0.0809443	6.272	2.91 ^e -09 ***																																																																									
SMB	0.403453	0.0837787	4.816	3.26 ^e -06 ***																																																																									
HML	0.276472	0.0566373	4.881	2.43 ^e -06 ***																																																																									
splitdum	-0.264780	0.649709	-0.4075	0.6841																																																																									
sd_rmNet	0.814190	0.140288	5.804	3.16 ^e -08 ***																																																																									
sd_SMB	1.05503	0.243771	4.328	2.58e-05 ***																																																																									
sd_HML	0.00851189	0.130208	0.06537	0.9480																																																																									
Mean dependent var	-0.342130	S.D. dependent var	6.504712																																																																										
Sum squared resid	2088.781	S.E. of regression	3.526077																																																																										
R-squared	0.717903	Adjusted R-squared	0.706149																																																																										
F(7, 168)	61.07706	P-value(F)	6.17e-43																																																																										
Log-likelihood	-467.4321	Akaike criterion	950.8643																																																																										
Schwarz criterion	976.2282	Hannan-Quinn	961.1518																																																																										
rho	-0.129926	Durbin-Watson	2.257664																																																																										

A15.3 Primo Sottocampione

A15.3.1 Descrizione campione

Codice identificativo del sottocampione: **MS1**
 Livello di nidificazione: **0**
 Data Prima rilevazione: **Luglio 1995**
 Data ultima rilevazione: **Settembre 2006**
 Numero rilevazioni: **135**
 Nuova Data di Break: **No Break**

A15.3.2 Stima modello OLS Completo

$$\text{RaNet}_t = a + b \cdot \text{RmNet}_t + c \cdot \text{SMB}_t + d \cdot \text{HML}_t$$

Stima modello OLS Completo				
OLS:				
OLS estimates using the 135 observations 1995:07-2006:09				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	0.216790	0.280196	0.7737	0.4405
rmNet	0.507716	0.0738663	6.873	2.30e-10 ***
SMB	0.403453	0.0764529	5.277	5.29e-07 ***
HML	0.276472	0.0516848	5.349	3.82e-07 ***
Mean dependent var	0.030766	S.D. dependent var	3.944632	
Sum squared resid	1356.360	S.E. of regression	3.217746	
R-squared	0.349485	Adjusted R-squared	0.334588	
F(3, 131)	23.45967	P-value(F)	3.23e-12	
Log-likelihood	-347.2984	Akaike criterion	702.5969	
Schwarz criterion	714.2180	Hannan-Quinn	707.3194	
rho	-0.218854	Durbin-Watson	2.434677	

A15.3.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max F(4, 127) = 2.5742 at observation 2004:05 (10 percent critical value = 3.59)
Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum F(4, 127) = 2.5742 occurs at observation 2004:05 Not significant at the 10 percent level (10% value = 3.59) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).

A15.3.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow
Esito Test: Chow test for structural break at observation 2004:05 - Null hypothesis: no structural break Test statistic: F(4, 127) = 2.5742 With p-value = P(F(4, 127) > 2.5742) = 0.0408034

Dettaglio Test:
Augmented regression for Chow test
OLS estimates using the 135 observations 1995:07-2006:09
Dependent variable: raNet

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.0463938	0.309684	-0.1498	0.8812	
rmNet	0.482159	0.0755009	6.386	2.93e-09	***
SMB	0.413960	0.0792732	5.222	7.03e-07	***
HML	0.273453	0.0516973	5.290	5.20e-07	***
splitdum	1.79350	0.707307	2.536	0.0124	**
sd_rmNet	0.725695	0.362713	2.001	0.0476	**
sd_SMB	-0.513118	0.309118	-1.660	0.0994	*
sd_HML	-0.402282	0.351733	-1.144	0.2549	
Mean dependent var	0.030766	S.D. dependent var	3.944632		
Sum squared resid	1254.637	S.E. of regression	3.143093		
R-squared	0.398272	Adjusted R-squared	0.365106		
F(7, 127)	12.00839	P-value(F)	1.08e-11		
Log-likelihood	-342.0363	Akaike criterion	700.0726		
Schwarz criterion	723.3148	Hannan-Quinn	709.5175		
rho	-0.164152	Durbin-Watson	2.317616		
Chow test for structural break at observation 2004:05					
F(4, 127) = 2.5742 with p-value 0.0408					

A15.4 Secondo Sottocampione

A15.4.1 Descrizione campione

Codice identificativo del sottocampione: **MS2**
Livello di nidificazione: **1**
Data Prima rilevazione: **Ottobre 2006**
Data ultima rilevazione: **Febbraio 2010**
Numero rilevazioni: **41**
Nuova Data di Break: **No Break**

A15.4.2 Stima modello OLS Completo

$$\text{raNet}_t = a + b \cdot \text{RmNet}_t + c \cdot \text{SMB}_t + d \cdot \text{HML}_t$$

Stima modello OLS Completo					
OLS:					
OLS estimates using the 41 observations 2006:10-2010:02					
Dependent variable: raNet					
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-0.0479899	0.722473	-0.06642	0.9474	
rmNet	1.32191	0.144577	9.143	4.97e-011	***
SMB	1.45849	0.288853	5.049	1.21e-05	***
HML	0.284984	0.147939	1.926	0.0618	*
Mean dependent var	-1.569960	S.D. dependent var	11.44425		
Sum squared resid	732.4211	S.E. of regression	4.449176		
R-squared	0.860194	Adjusted R-squared	0.848858		
F(3, 37)	75.88407	P-value(F)	7.18e-16		
Log-likelihood	-117.2735	Akaike criterion	242.5471		
Schwarz criterion	249.4014	Hannan-Quinn	245.0430		
rho	0.034852	Durbin-Watson	1.929298		

A15.4.3 Esito Test di Quandt

Test di Quandt
<p>Esito Test: QLR test for structural break - Null hypothesis: no structural break Test statistic: max $F(4, 33) = 2.34195$ at observation 2009:06 (10 percent critical value = 3.59)</p>
<p>Dettaglio Test: Quandt likelihood ratio test for structural break at an unknown point, with 15 percent trimming: The maximum $F(4, 33) = 2.34195$ occurs at observation 2009:06 Not significant at the 10 percent level (10% value = 3.59) This statistic does not follow the standard F distribution; critical values are from Stock and Watson (2003).</p>

A15.4.4 Esito Test di Chow sulla data generata dal test di Quandt

Test di Chow				
<p>Esito Test: Chow test for structural break at observation 2009:06 - Null hypothesis: no structural break Test statistic: $F(4, 33) = 2.34195$ With p-value = $P(F(4, 33) > 2.34195) = 0.0752798$</p>				
<p>Dettaglio Test: Augmented regression for Chow test OLS estimates using the 41 observations 2006:10-2010:02 Dependent variable: raNet</p>				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

const	-0.279836	0.801409	-0.3492	0.7292
rmNet	1.26704	0.150415	8.424	9.86e-010 ***
SMB	1.99258	0.322350	6.181	5.66e-07 ***
HML	0.196973	0.156773	1.256	0.2178
splitdum	0.181136	1.82102	0.09947	0.9214
sd_rmNet	0.281009	0.461154	0.6094	0.5465
sd_SMB	-1.80898	0.592844	-3.051	0.0045 ***
sd_HML	0.247813	0.340752	0.7273	0.4722
Mean dependent var	-1.569960	S.D. dependent var	11.44425	
Sum squared resid	570.4781	S.E. of regression	4.157790	
R-squared	0.891106	Adjusted R-squared	0.868007	
F(7, 33)	38.57811	P-value(F)	4.21e-14	
Log-likelihood	-112.1510	Akaike criterion	240.3020	
Schwarz criterion	254.0105	Hannan-Quinn	245.2939	
rho	0.019761	Durbin-Watson	1.959403	
<p>Chow test for structural break at observation 2009:06 $F(4, 33) = 2.34195$ with p-value 0.0753</p>				

Appendice 16: Analisi Rolling sull'intero campione dei dati mensili

Per poter analizzare l'evoluzione del beta tra il rendimento del comparto immobiliare e quello del mercato è stata effettuata un'analisi rolling prendendo un finestra di trenta giorni lavorativi (poco più di un mese di rilevazioni) ed applicandola in modo iterativo per l'intera ampiezza del campione disponibile.

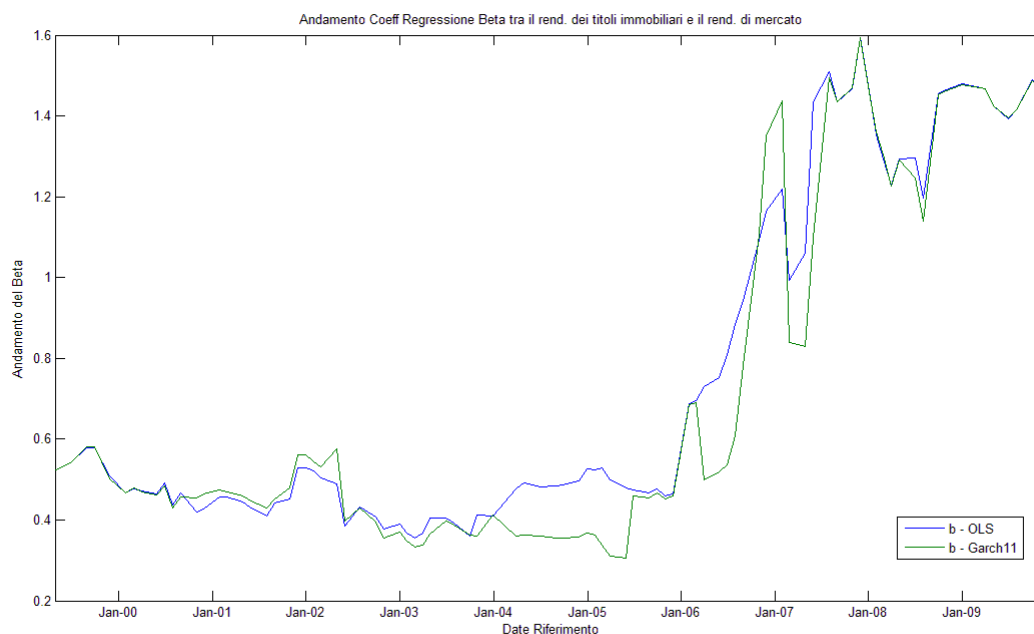
Per la stima dei coefficienti di regressione sono stati utilizzati sia un modello OLS che un modello Garch11, che consente di tener conto dell'eteroschedasticità dei dati.

Entrambe i modelli, come evidenziato anche nello studio dei sottocampioni, mostrano un andamento non costante del beta tra l'extra rendimento dei titoli immobiliari e l'extra rendimento di mercato.

Il beta aumenta notevolmente negli ultimi anni, anche in modo notevole, in corrispondenza della crisi del mercato immobiliare negli USA.

I titoli del comparto immobiliare sono quindi passati da titoli conservativi (scarsamente correlati con l'andamento del mercato) a titoli altamente speculativi (beta maggiore di uno, addirittura superiore a 1.5). Anche gli altri coefficienti della regressione presentano un andamento non costante sia regredendo i dati tramite un modello OLS che tramite un modello Garch11.

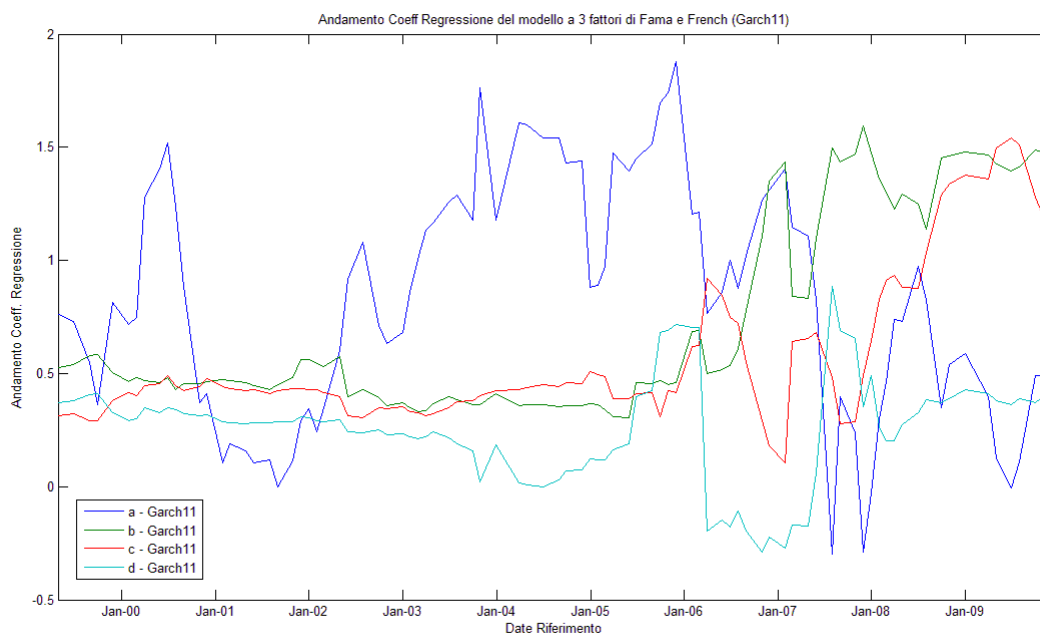
G39: Andamento del coefficiente di regressione tra l'extra rendimento dei titoli immobiliari e l'extra rendimento di mercato (beta) nel modello OLS e nel modello Garch11 utilizzando una finestra di 30 giorni lavorativi.



G40: Andamento dei coefficienti di regressione de modello a tre fattori di Fama e French stimata con un modello OLS utilizzando una finestra di 30 giorni lavorativi.



G39: Andamento dei coefficienti di regressione de modello a tre fattori di Fama e French stimata con un modello Garch11 utilizzando una finestra di 30 giorni lavorativi.



Appendice 17: Analisi dell'intero campione mensile

In questa appendice sarà analizzato il campione completo dei dati mensili (da Luglio del 1995 a Febbraio del 2010).

Dalle statistiche di base emerge che la nostra variabile dipendente, $RaNet$, presenta una skew leggermente positiva ed una fortissima curtosi che induce a pensare ad un forte eteroschedasticità della sua distribuzione.

Come per l'analisi precedentemente svolta sui dati giornalieri per poter analizzare il beta tra il rendimento dei titoli immobiliari ed il rendimento di mercato è stato utilizzato il modello a tre fattori di Fama e French precedentemente descritto nell'appendice A2 (A2,1) e sinteticamente descritto dalla formula:

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

In cui, come descritto nell'appendice A2 (A2.1), è analizzato l'extra rendimento dell'investimento immobiliare ($RaNet$) in funzione dell'extra rendimento di mercato ($RmNet$), della differenza tra i rendimenti attesi dei titoli a bassa capitalizzazione (SMB), e della differenza tra i rendimenti attesi dai titoli Value (alto valore del rapporto Book-to-Price) e i titoli Growth (basso valore del rapporto Book-to-Price).

Nei successivi punti dell'appendice saranno riportati i risultati della stima dei vari modelli sia al campione completo dei dati che ai sottocampioni generati dalla data di break strutturale ottenuta tramite il test di Quandt nell'appendice A14.

Appensice 17:Analisi dell'intero campione dei dati mensili (MS0)

A17.1 Analisi del campione completo

A17.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **Luglio 1995**
 Data Ultima Rilevazione: **Febbraio 2010**
 Numero Rilevazioni: **176**
 Cod Identificativo: **MS0**

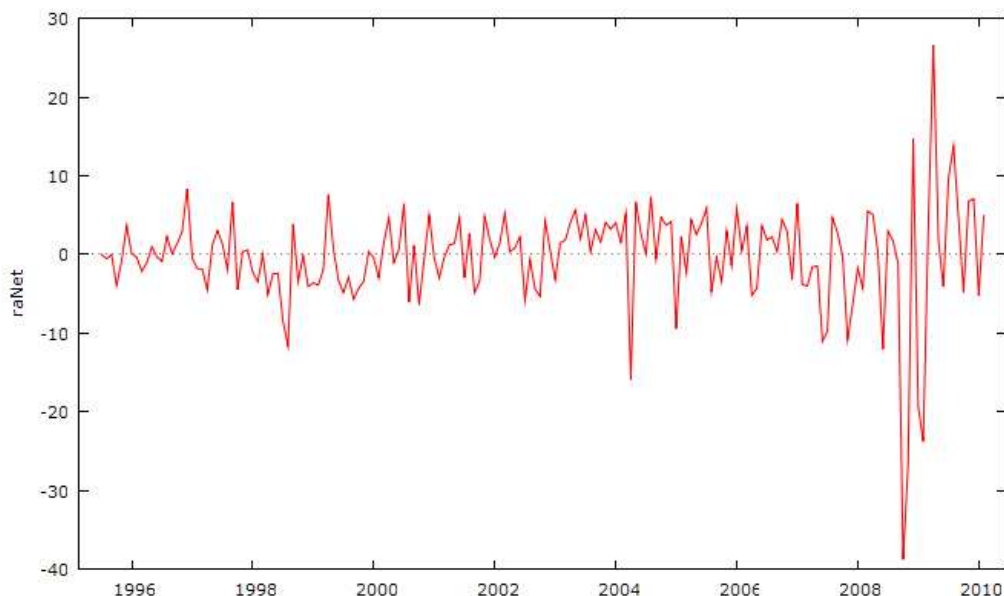
A17.1.2 Statistiche di base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 1995:06 - 2010:02 (missing values were skipped)				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-0.34213	0.14999	-38.780	26.621
rmNet	-0.69868	-0.21544	-19.264	8.5801
SMB	0.24470	0.24599	-13.054	14.532
HML	-0.18904	-0.23174	-25.427	21.249
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	6.5047	19.012	-1.5454	9.5960
rmNet	4.6553	6.6630	-0.86657	1.4928
SMB	3.4742	14.198	0.21568	2.1756
HML	6.0089	31.787	-0.16055	2.6744

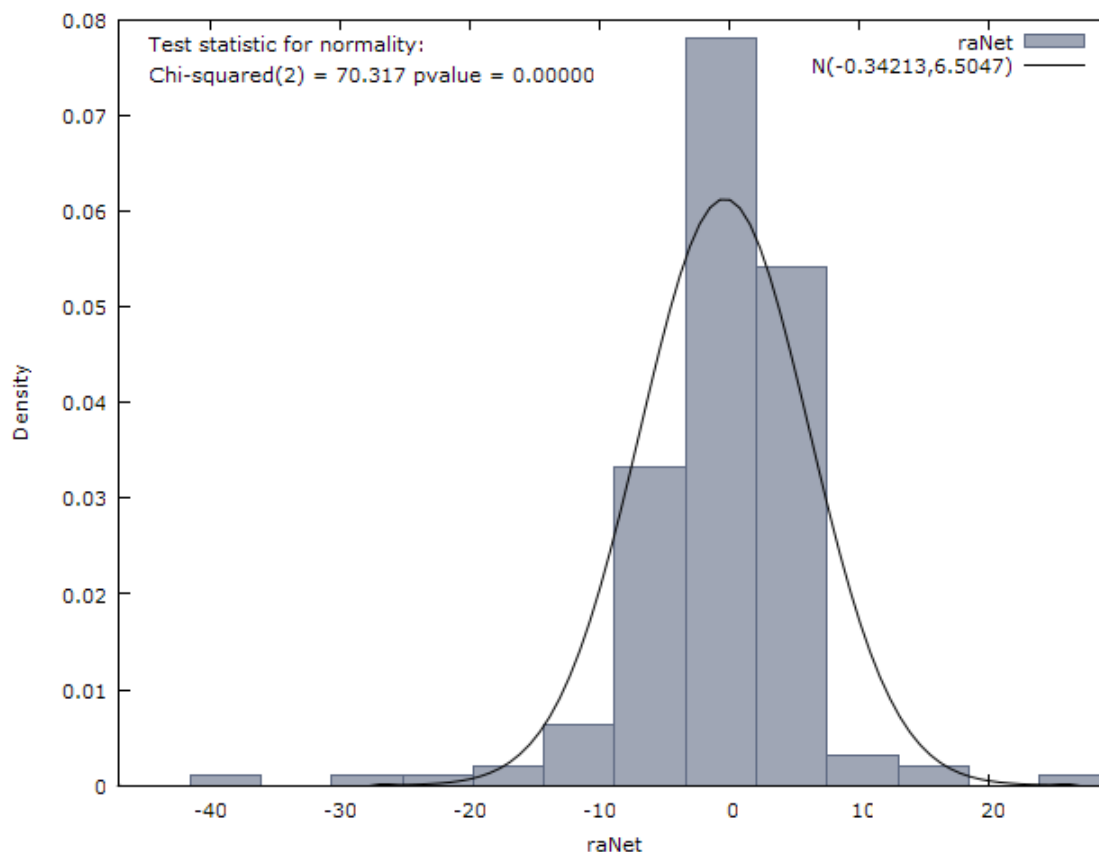
A17.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 1995:06 - 2010:02 5% critical value (two-tailed) = 0.1480 for n = 176				
raNet	rmNet	SMB	HML	
1.0000	0.5551	0.3467	0.3039	raNet
	1.0000	-0.0087	-0.2093	rmNet
		1.0000	0.0362	SMB
			1.0000	HML

A17.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



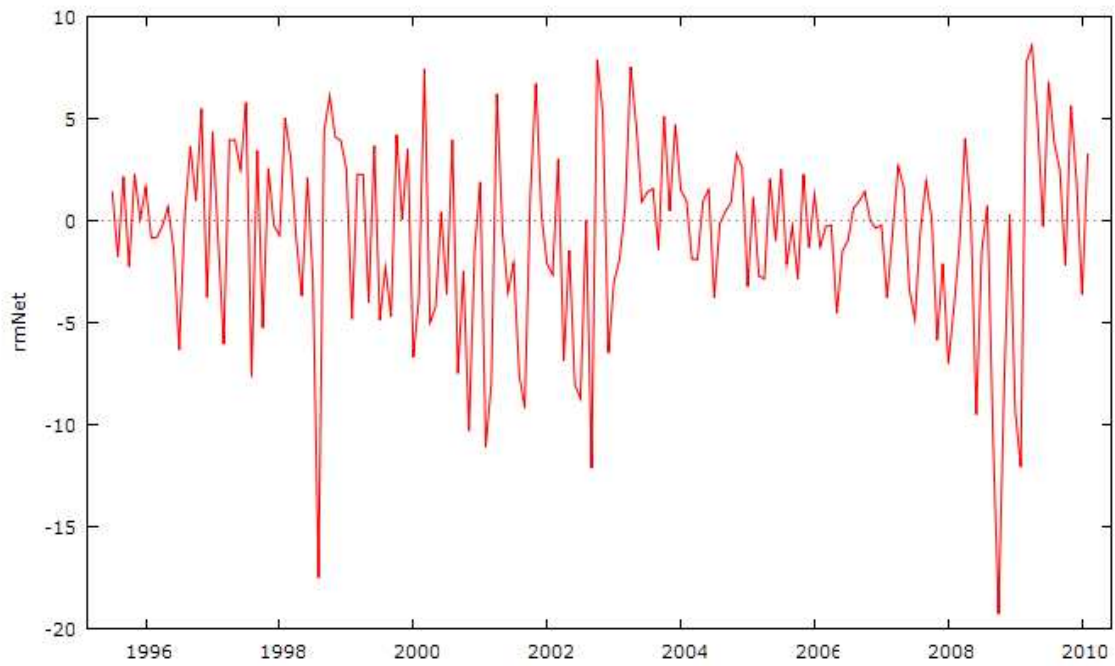
A17.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet



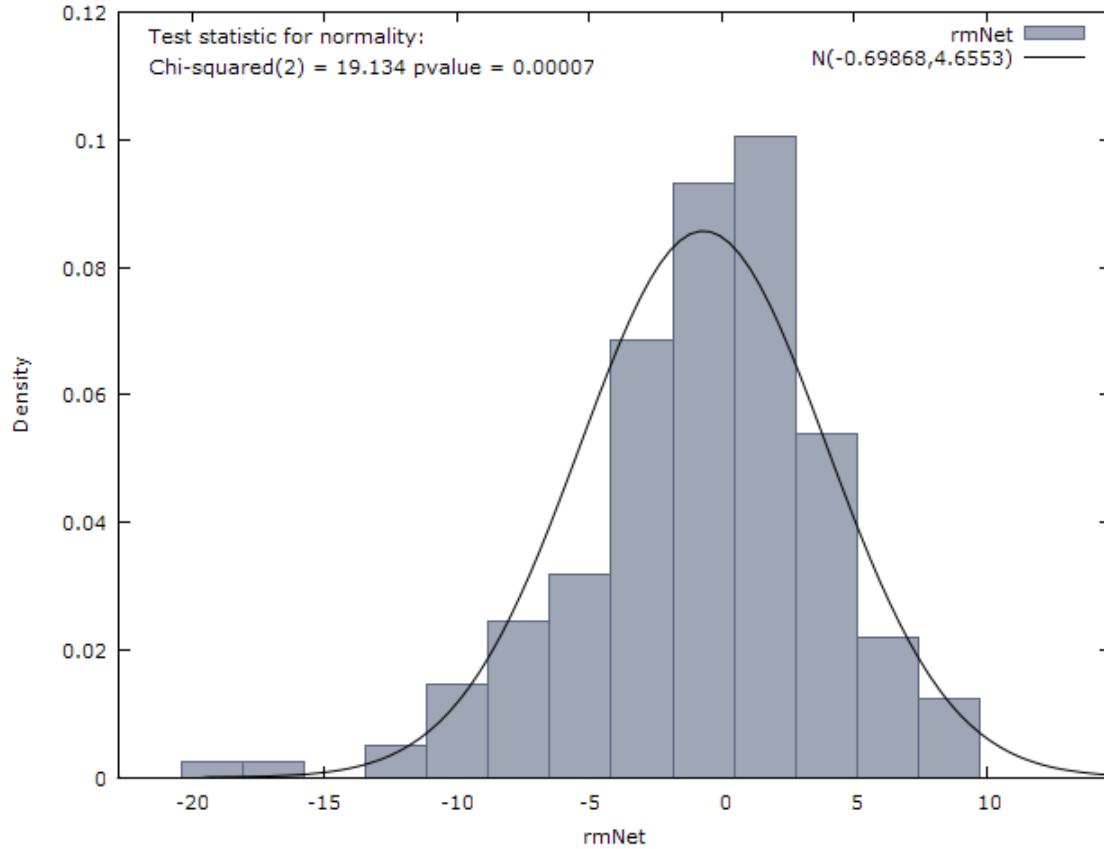
A17.1.6 Test radice unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 174 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.043 estimated value of (a - 1): -1.00357 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -10.295$ asymptotic p-value 3.016e-020</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.043 estimated value of (a - 1): -1.00854 test statistic: $\tau_c(1) = -10.3036$ asymptotic p-value 3.5e-020</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.043 estimated value of (a - 1): -1.00855 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -10.2731$ asymptotic p-value 6.608e-021</p>

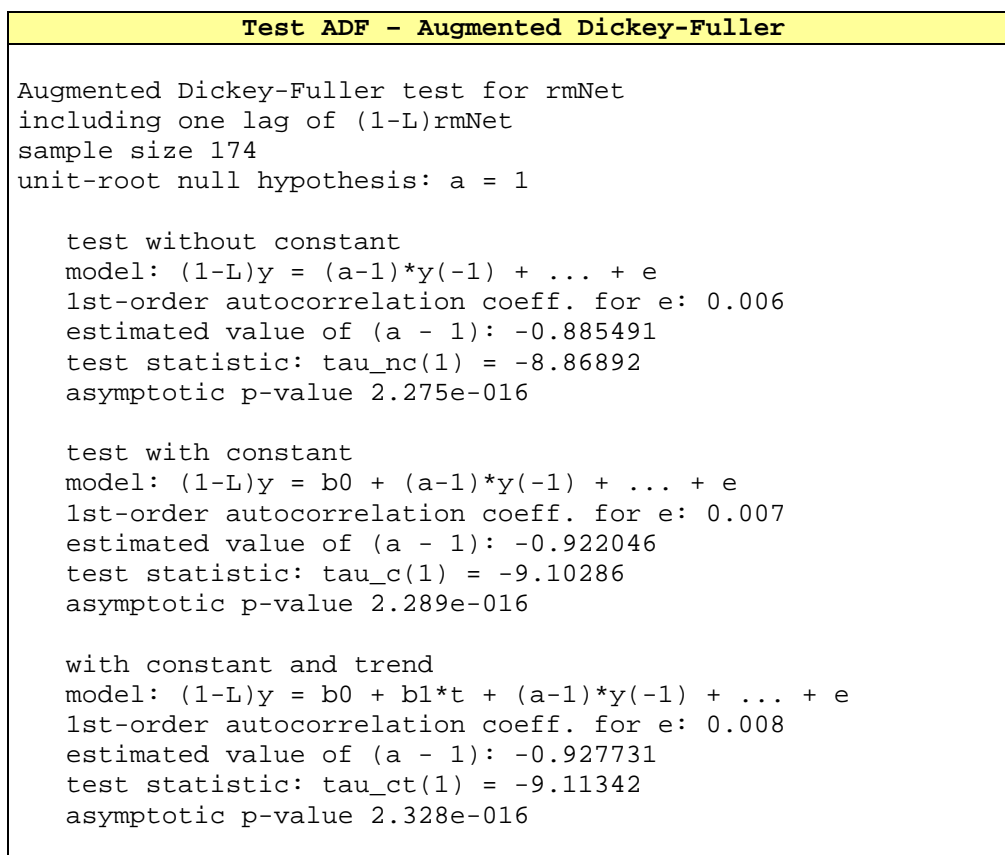
A17.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



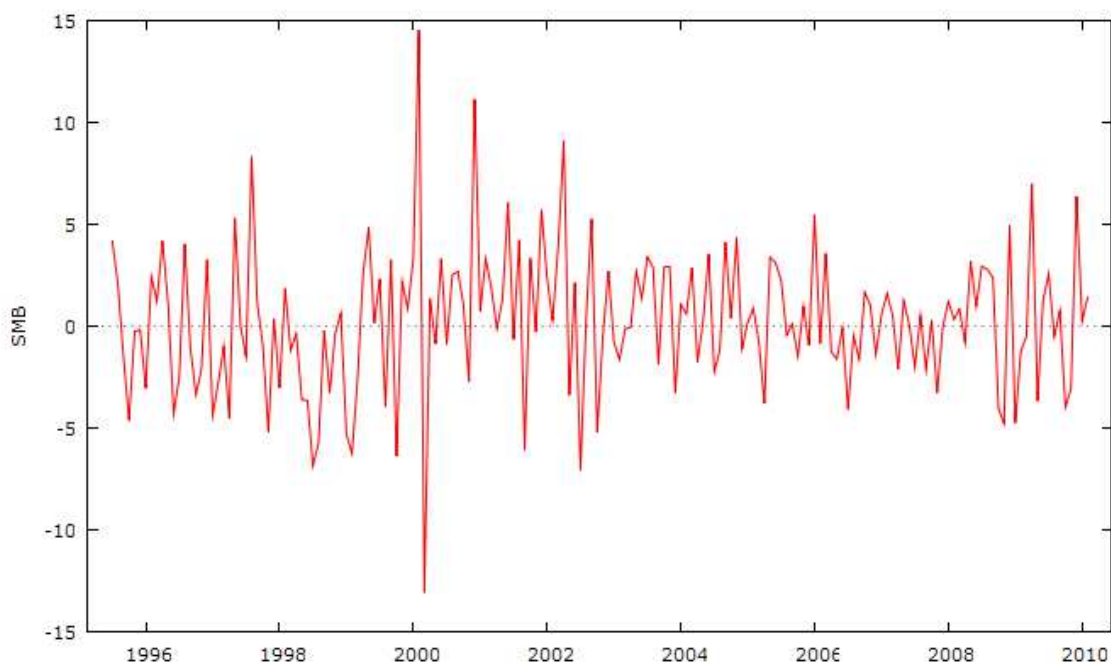
A17.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet



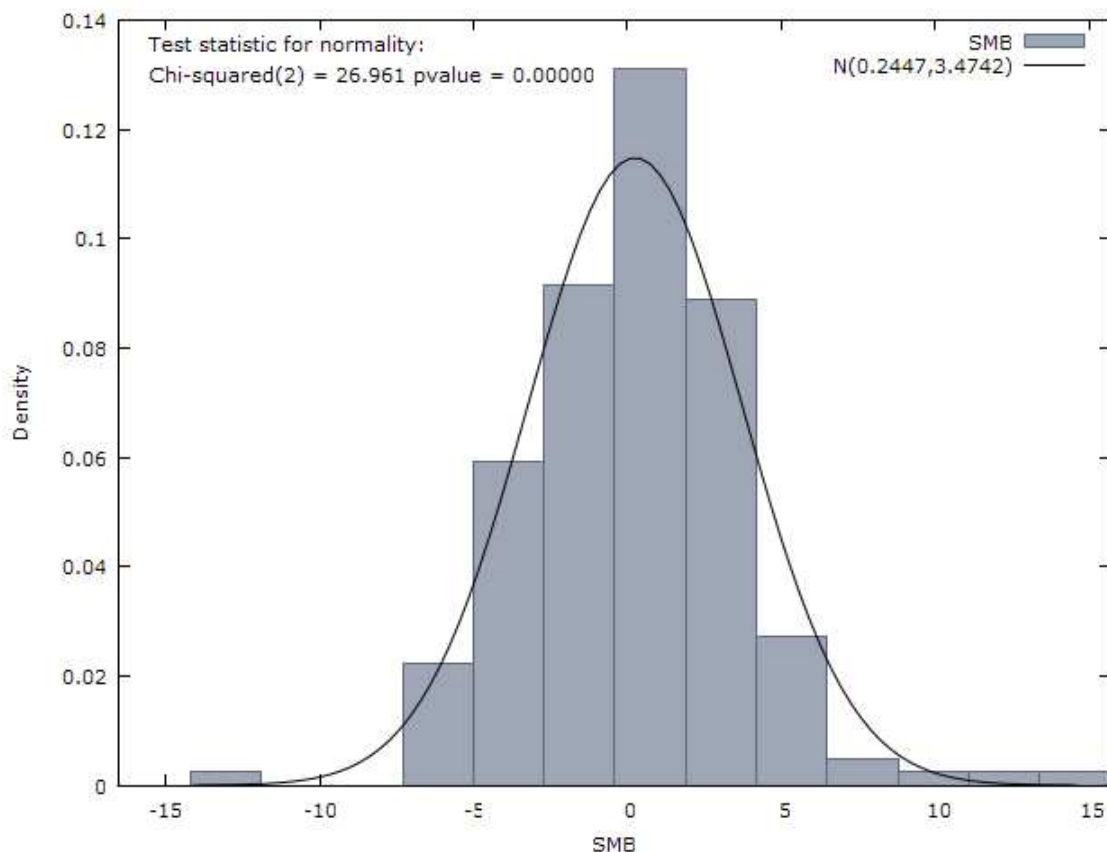
A17.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet



A17.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



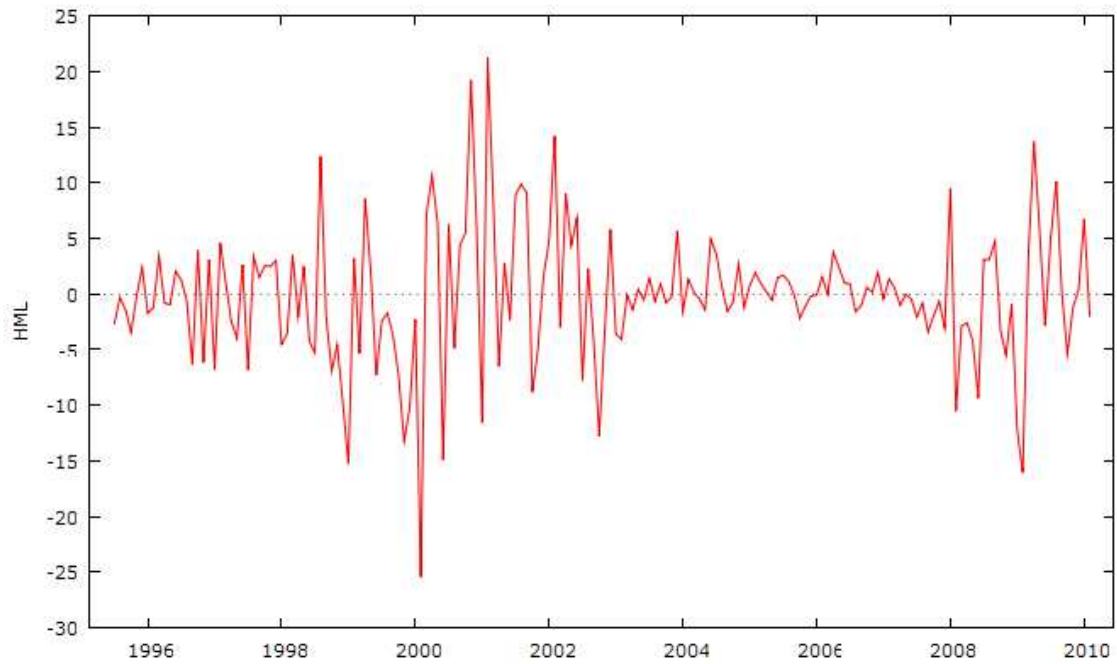
A17.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB



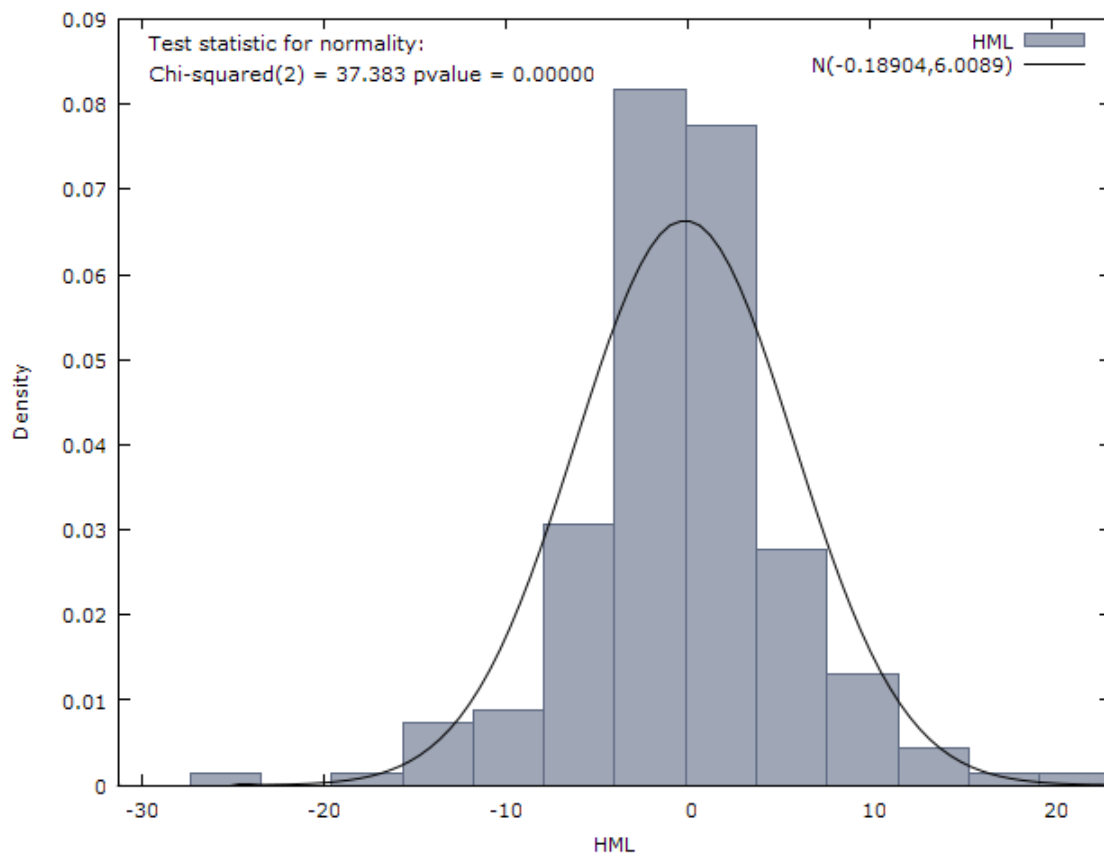
A17.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 174 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.06804 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -9.3824$ asymptotic p-value 9.245e-018</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.07773 test statistic: $\tau_c(1) = -9.41461$ asymptotic p-value 2.416e-017</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.09245 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -9.50243$ asymptotic p-value 7.782e-018</p>

A17.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



A17.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML



A17.1.15 Test radice unitaria ADF sulla variabile indipendente HML

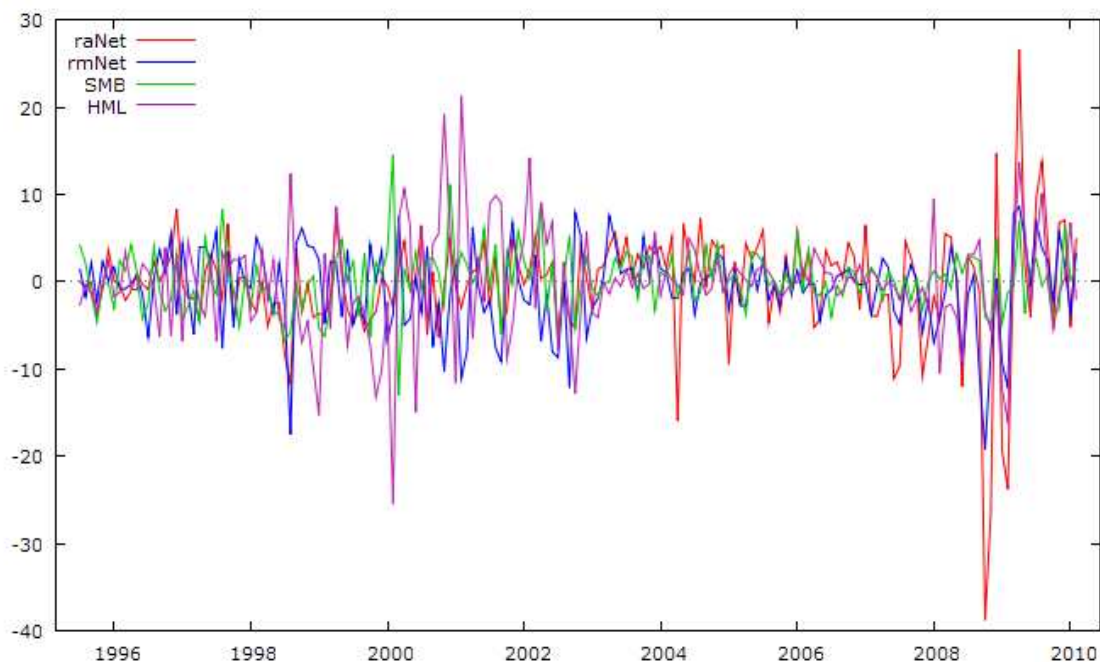
```
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for HML
including one lag of (1-L)HML
sample size 174
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -0.953938
test statistic: tau_nc(1) = -9.18816
asymptotic p-value 3.114e-017

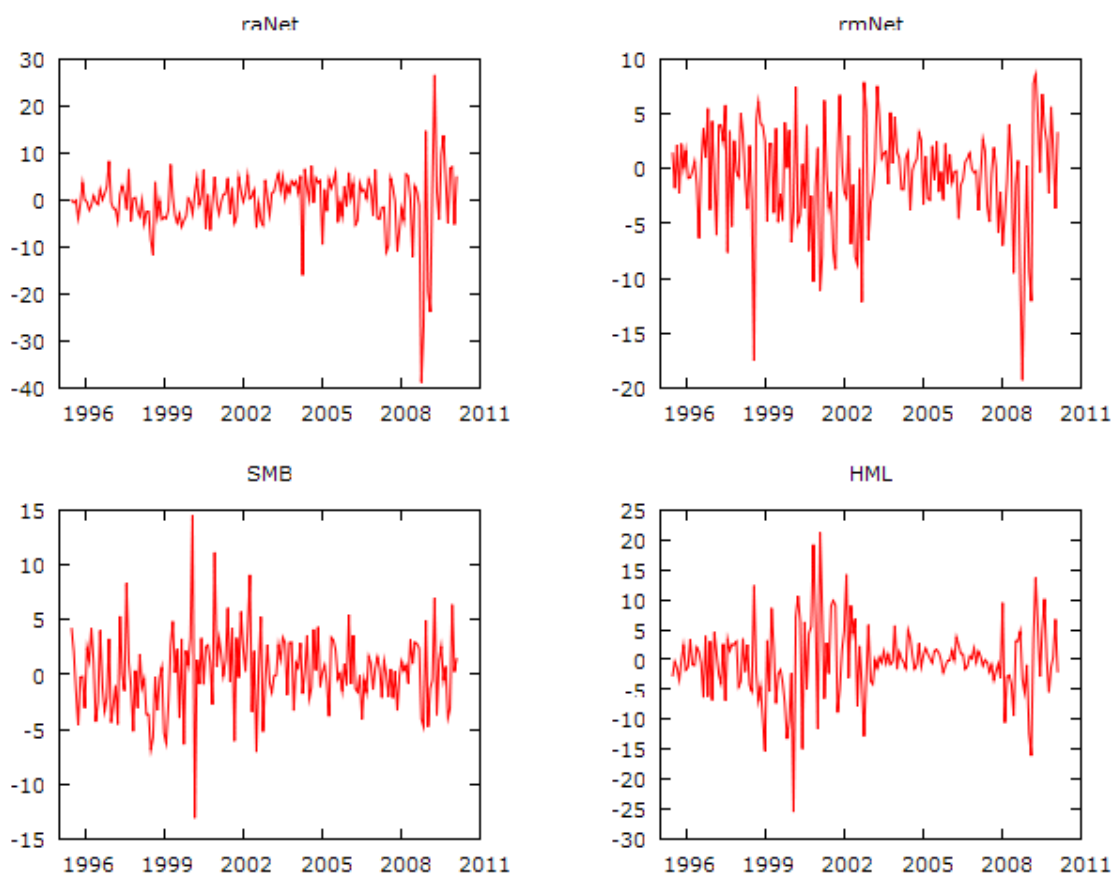
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -0.955596
test statistic: tau_c(1) = -9.17226
asymptotic p-value 1.391e-016

with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -0.958261
test statistic: tau_ct(1) = -9.16446
asymptotic p-value 1.501e-016
```

A17.1.16 Grafico andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A17.1.17 Grafico andamento dell'insieme delle variabili



A17.2 Individuazione della forma del modello

A17.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

A17.2.2 Stima del modello OLS complete

Stima Modello OLS completo				
OLS:				
OLS estimates using the 176 observations 1995:07-2010:02				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	0.223019	0.315350	0.7072	0.4804
rmNet	0.904641	0.0683887	13.23	5.24e-028 ***
SMB	0.630744	0.0896660	7.034	4.54e-011 ***
HML	0.462527	0.0530155	8.724	2.24e-015 ***
Mean dependent var	-0.342130	S.D. dependent var	6.504712	
Sum squared resid	2917.228	S.E. of regression	4.118328	
R-squared	0.606018	Adjusted R-squared	0.599146	
F(3, 172)	88.18945	P-value(F)	1.33e-34	
Log-likelihood	-496.8288	Akaike criterion	1001.658	
Schwarz criterion	1014.340	Hannan-Quinn	1006.801	
rho	-0.103192	Durbin-Watson	2.202243	

A17.2.3 Test di omissione dei parametri

Test Omissione Variabili				
Sintesi Test:				
Test for omission of variables -				
Null hypothesis: parameters are zero for the variables const				
Test statistic: $F(1, 172) = 0.50015$ with p-value = $P(F(1, 172) > 0.50015) = 0.480391$				
Dettaglio Test:				
Model 2: OLS estimates using the 176 observations 1995:07-2010:02				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.896995	0.0674311	13.30	2.90e-028 ***
SMB	0.635216	0.0893135	7.112	2.89e-011 ***
HML	0.460056	0.0528237	8.709	2.38e-015 ***
Mean dependent var	-0.342130	S.D. dependent var	6.504712	
Sum squared resid	2925.711	S.E. of regression	4.112374	
R-squared	0.605969	Adjusted R-squared	0.601414	
F(3, 173)	88.68386	P-value(F)	8.49e-35	
Log-likelihood	-497.0843	Akaike criterion	1000.169	
Schwarz criterion	1009.680	Hannan-Quinn	1004.026	
rho	-0.098170	Durbin-Watson	2.192261	
Comparison of Model 4 and Model 2:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero for the variables const				
Test statistic: $F(1, 172) = 0.50015$, with p-value = 0.480391				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

A17.2.4 Stima modello OLS ridotto

Stima Modello OLS ridotto				
OLSr:				
OLS estimates using the 176 observations 1995:07-2010:02				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	0.896995	0.0674311	13.30	2.90e-028

SMB	0.635216	0.0893135	7.112	2.89e-011

HML	0.460056	0.0528237	8.709	2.38e-015

Mean dependent var	-0.342130	S.D. dependent var	6.504712	
Sum squared resid	2925.711	S.E. of regression	4.112374	
R-squared	0.605969	Adjusted R-squared	0.601414	
F(3, 173)	88.68386	P-value(F)	8.49e-35	
Log-likelihood	-497.0843	Akaike criterion	1000.169	
Schwarz criterion	1009.680	Hannan-Quinn	1004.026	
rho	-0.098170	Durbin-Watson	2.192261	

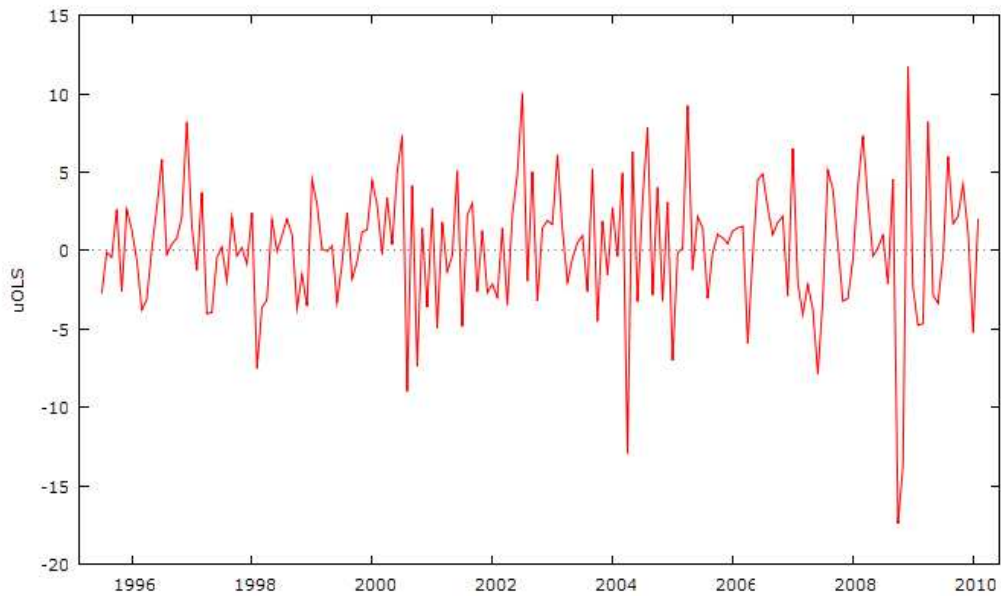
A17.2.5 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

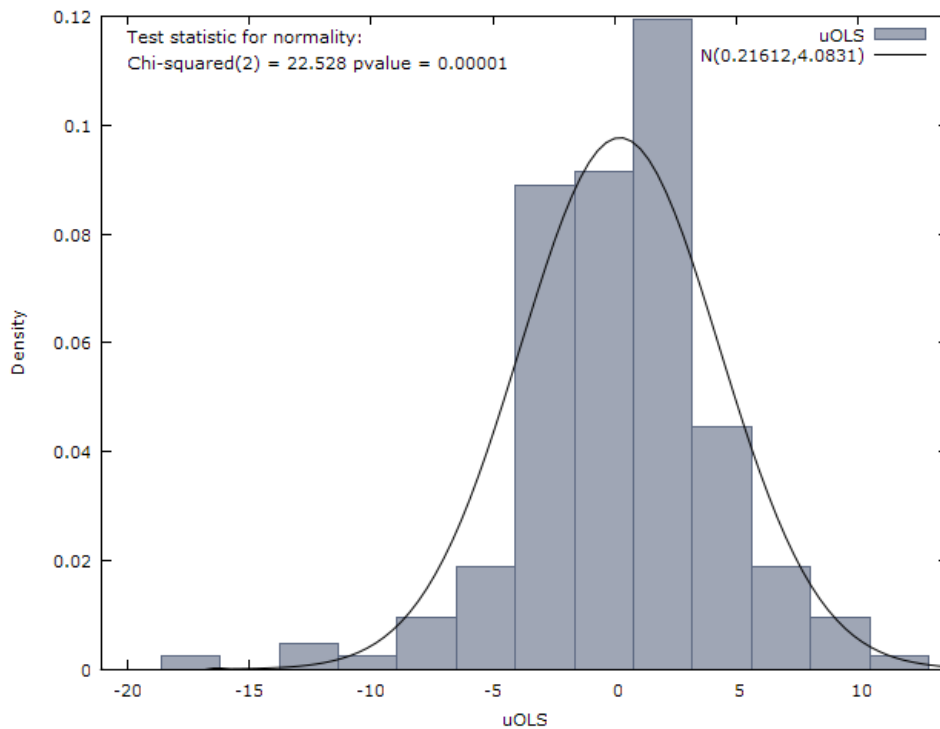
A17.2.6 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normlità sui residui del modello
Test for normality of uOLS: Doornik-Hansen test = 22.5276, with p-value 1.28292e-005 Shapiro-Wilk W = 0.963669, with p-value 0.000153186 Lilliefors test = 0.069361, with p-value ≈ 0.04 Jarque-Bera test = 51.8677, with p-value 5.45852e-012

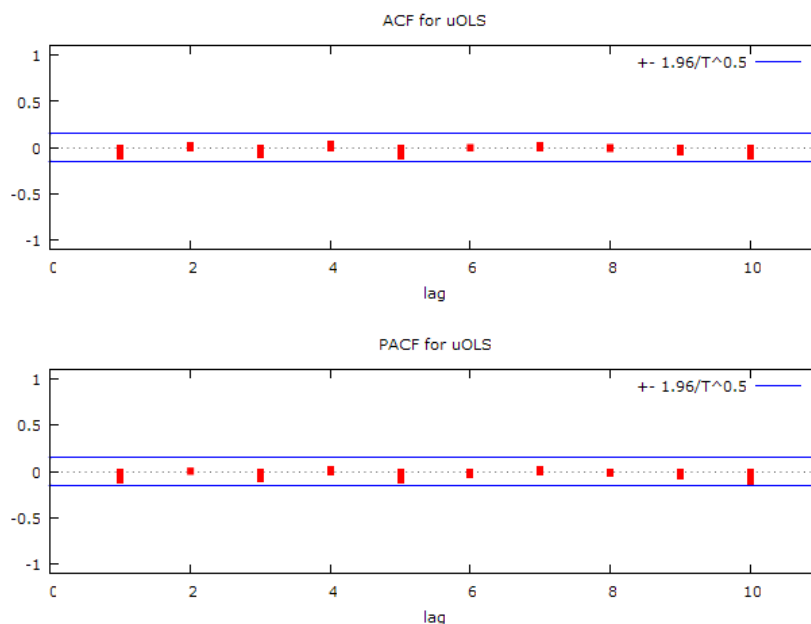
A17.2.7 Grafico andamento dei residui de modello OLS



A17.2.8 Grafico distribuzione dei residui del modello OLS



A17.2.9 Grafico del correlogramma dei residui



A17.2.10 Funzione di autocorrelazione dei residui del modello OLS

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for uOLS				
LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.1012	-0.1012	1.8335	[0.176]
2	0.0161	0.0059	1.8801	[0.391]
3	-0.0808	-0.0794	3.0616	[0.382]
4	0.0443	0.0286	3.4183	[0.490]
5	-0.0973	-0.0905	5.1514	[0.398]
6	-0.0064	-0.0318	5.1590	[0.524]
7	0.0152	0.0176	5.2019	[0.635]
8	-0.0130	-0.0262	5.2334	[0.732]
9	-0.0495	-0.0516	5.6937	[0.770]
10	-0.0980	-0.1163	7.5066	[0.677]

A17.2.11 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

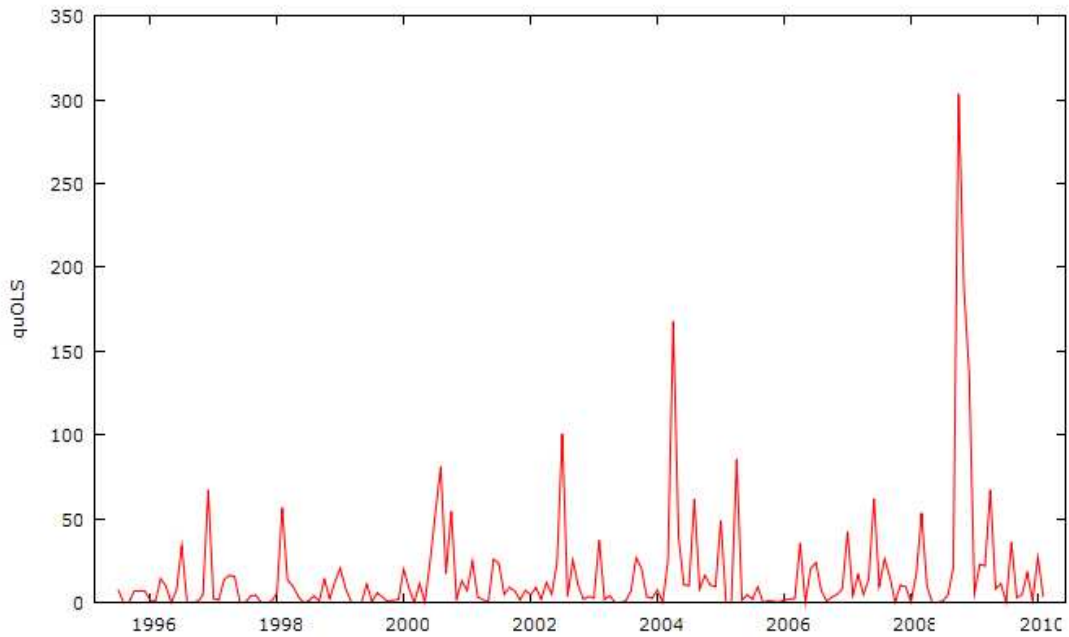
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uOLS including one lag of (1-L)uOLS sample size 174 unit-root null hypothesis: $a = 1$
test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of $(a - 1)$: -1.08734 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -9.61591$ asymptotic p-value 2.14e-018
test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000 estimated value of $(a - 1)$: -1.09513 test statistic: $\tau_c(1) = -9.64166$ asymptotic p-value 4.623e-018

```

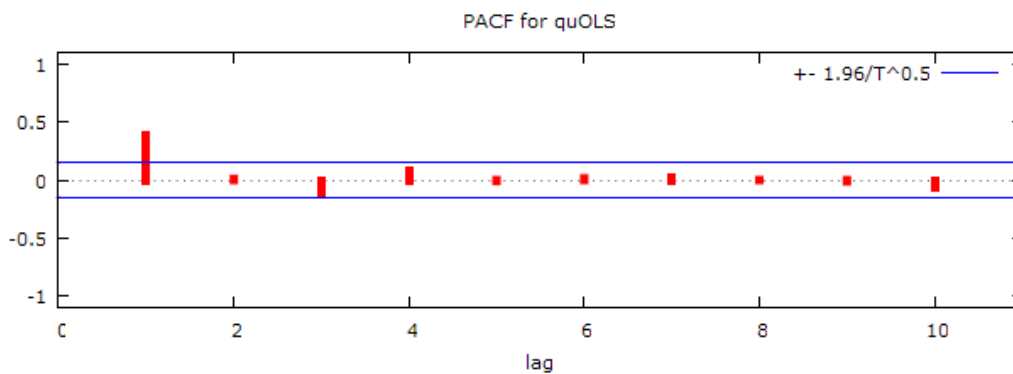
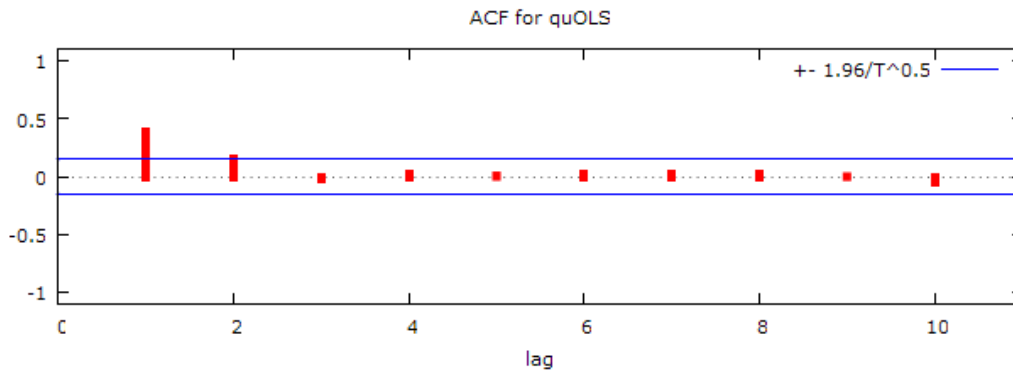
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.000
estimated value of (a - 1): -1.09557
test statistic: tau_ct(1) = -9.61794
asymptotic p-value 2.773e-018

```

A17.2.12 Grafico andamento dei quadrati dei residui dl modello OLS



A17.2.13 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui



A17.2.14 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for quOLS				
LAG	ACF		PACF	Q-stat. [p-value]
1	0.3903 ***		0.3903 ***	27.2737 [0.000]
2	0.1599 **		0.0090	31.8796 [0.000]
3	-0.0254		-0.1070	31.9961 [0.000]
4	0.0200		0.0759	32.0691 [0.000]
5	0.0071		-0.0090	32.0782 [0.000]
6	0.0282		0.0142	32.2245 [0.000]
7	0.0261		0.0193	32.3505 [0.000]
8	0.0208		-0.0006	32.4308 [0.000]
9	-0.0014		-0.0119	32.4312 [0.000]
10	-0.0546		-0.0591	32.9931 [0.000]

A17.3.1 Stima modello Arch1

Stima modello Arch1				
Model 5: WLS (ARCH) estimates using the 175 observations 1995:08-2010:02				
Dependent variable: raNet				
Variable used as weight: 1/sigma				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
rmNet	0.832319	0.0629436	13.22	5.40e-028 ***
SMB	0.571933	0.0819452	6.979	6.16e-011 ***
HML	0.427028	0.0491085	8.696	2.67e-015 ***
alpha(0)	10.1546	2.66863	3.805	0.0002 ***
alpha(1)	0.390631	0.0700032	5.580	9.19e-08 ***
Statistics based on the weighted data:				
Sum squared resid	176.5785	S.E. of regression	1.013222	
R-squared	0.591052	Adjusted R-squared	0.586297	
F(3, 172)	82.86376	P-value(F)	3.26e-33	
Log-likelihood	-249.0999	Akaike criterion	504.1999	
Schwarz criterion	513.6943	Hannan-Quinn	508.0511	
rho	-0.090398	Durbin-Watson	2.178844	
Statistics based on the original data:				
Mean dependent var	-0.343993	S.D. dependent var	6.523329	
Sum squared resid	2947.203	S.E. of regression	4.139432	

A17.3.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

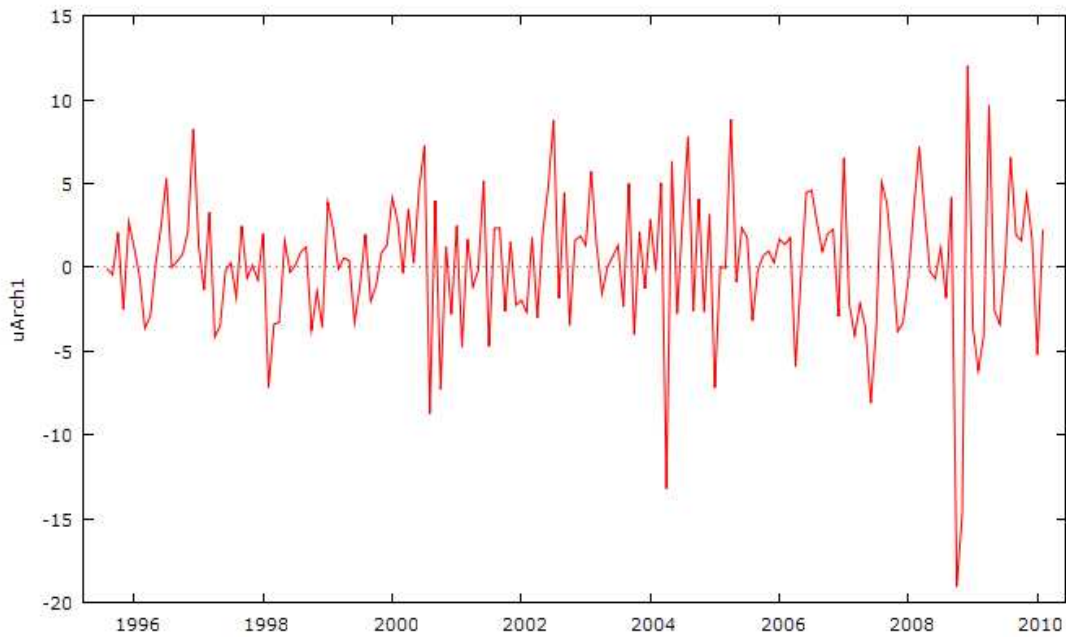
$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

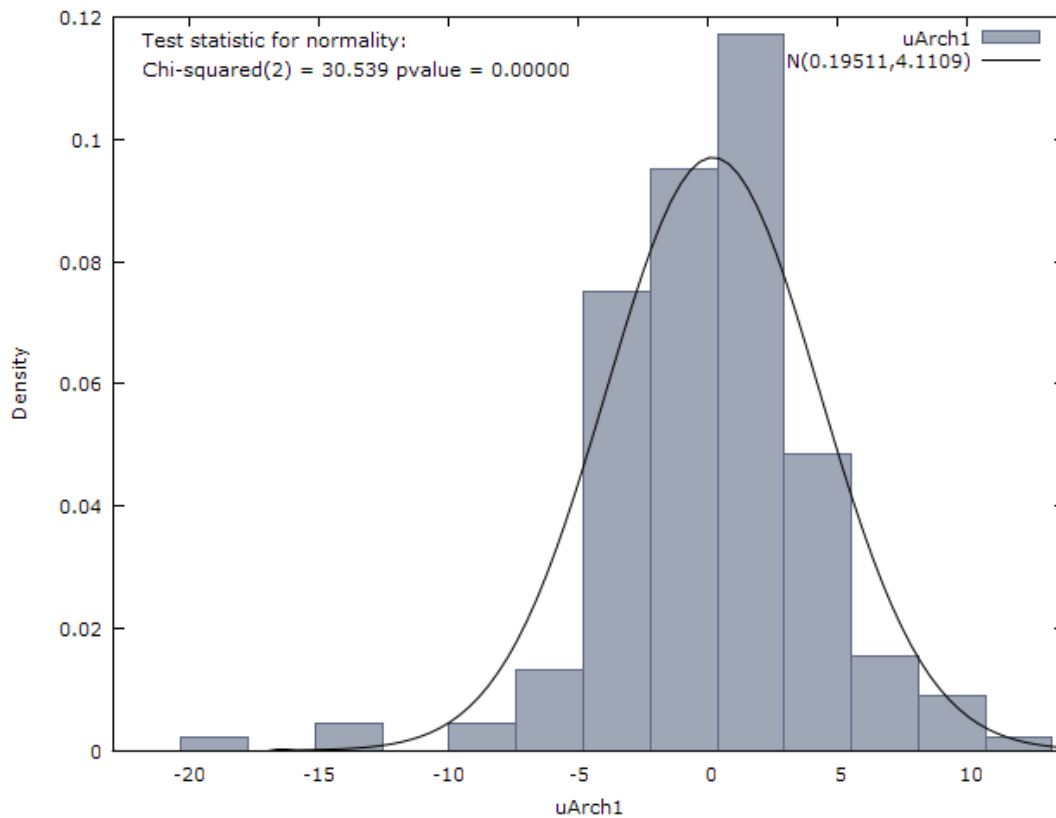
A17.3.3 Test normalità sui residui del modello Arch1

Test Normlità sui residui del modello
Test for normality of uArch1: Doornik-Hansen test = 30.5387, with p-value 2.33672e-007 Shapiro-Wilk W = 0.949978, with p-value 7.51118e-006 Lilliefors test = 0.0709811, with p-value ≈ 0.03 Jarque-Bera test = 98.8404, with p-value 3.44406e-022

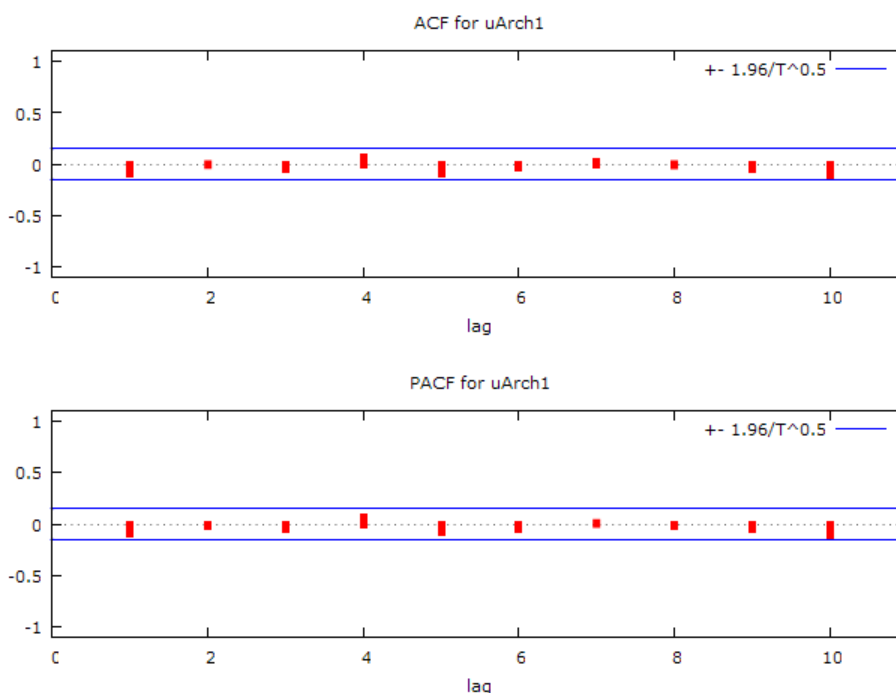
A17.3.4 Grafico andamento dei residui del modello Arch1



A17.3.5 Grafico distribuzione del modello Arch1



A17.3.6 Grafico del correlogramma dei residui del modello Arch1



A17.3.7 Funzione di autocorrelazione dei residui del modello Arch1

Funzione di autocorrelazione			
Autocorrelation function for uArch1			
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	-0.0926	-0.0926	1.5262 [0.217]
2	-0.0105	-0.0192	1.5459 [0.462]
3	-0.0498	-0.0530	1.9920 [0.574]
4	0.0735	0.0643	2.9706 [0.563]
5	-0.0879	-0.0781	4.3788 [0.496]
6	-0.0359	-0.0518	4.6154 [0.594]
7	0.0155	0.0113	4.6595 [0.701]
8	-0.0148	-0.0271	4.7000 [0.789]
9	-0.0548	-0.0528	5.2605 [0.811]
10	-0.1111	-0.1251 *	7.5766 [0.670]

A17.3.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui de modello Arch5

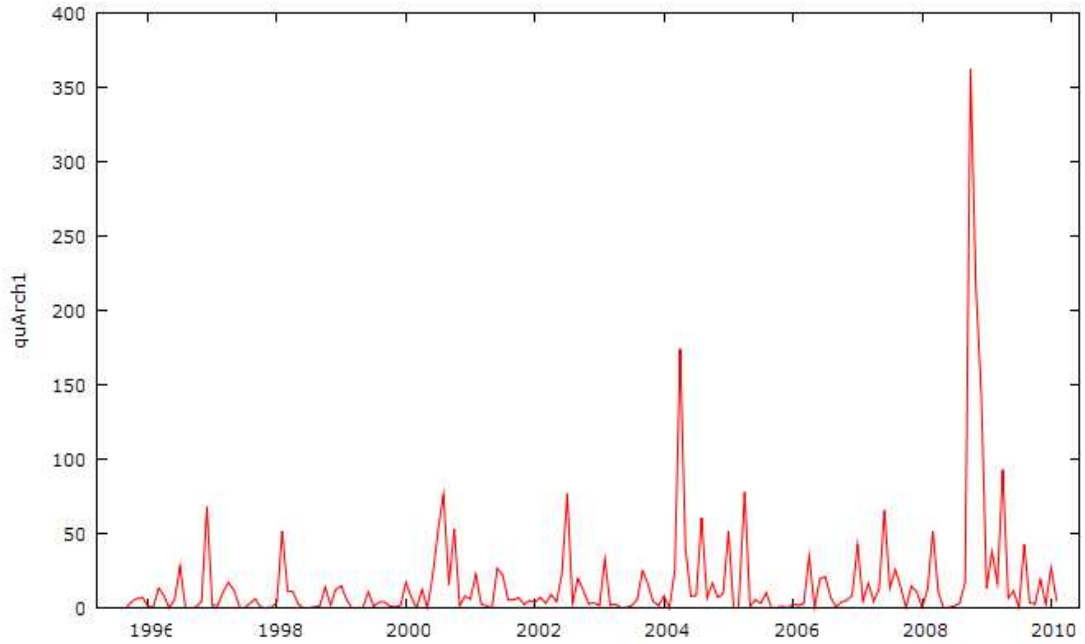
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uArch1 including one lag of (1-L)uArch1 sample size 173 unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.000 estimated value of (a - 1): -1.10785 test statistic: tau_nc(1) = -9.79955 asymptotic p-value 6.762e-019
test with constant model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001 estimated value of (a - 1): -1.1136 test statistic: tau_c(1) = -9.81037 asymptotic p-value 1.342e-018

```

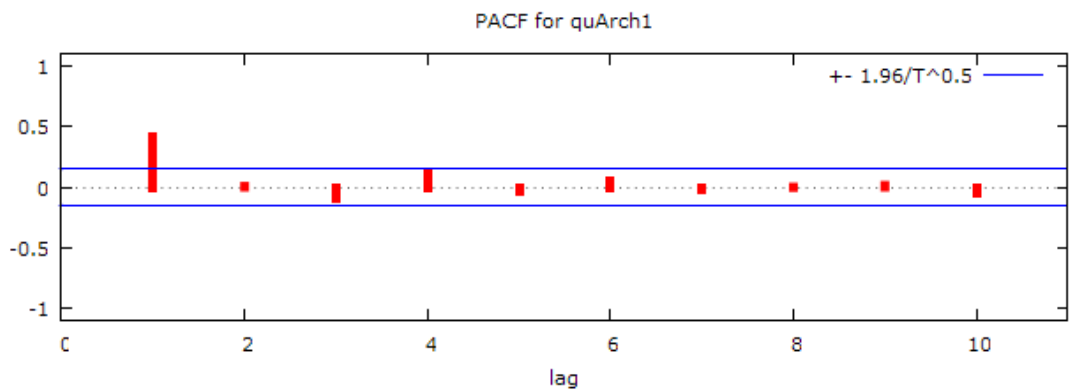
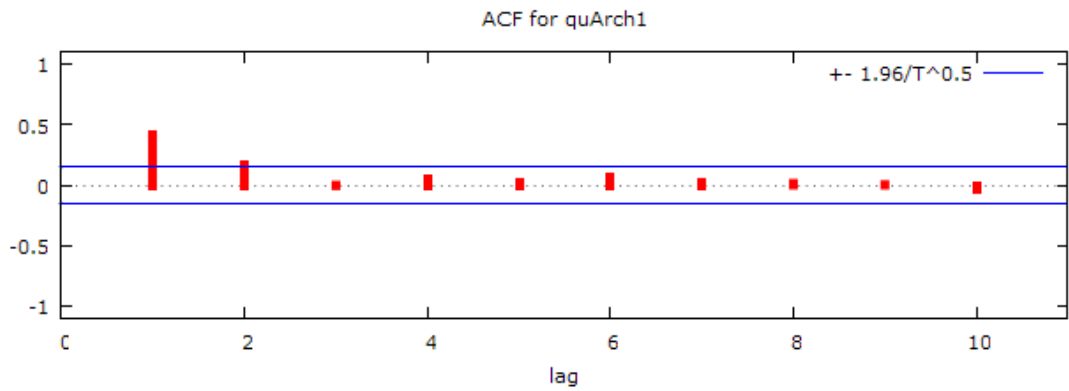
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001
estimated value of (a - 1): -1.11412
test statistic: tau_ct(1) = -9.78593
asymptotic p-value 6.075e-019

```

A17.3.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello Arch1



A17.3.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Arch1



A17.3.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Arch1

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for quArch1				
LAG	ACF		PACF	Q-stat. [p-value]
1	0.4118 ***		0.4118 ***	30.1932 [0.000]
2	0.1756 **		0.0072	35.7138 [0.000]
3	-0.0050		-0.0961	35.7184 [0.000]
4	0.0571		0.1101	36.3093 [0.000]
5	0.0207		-0.0291	36.3871 [0.000]
6	0.0649		0.0539	37.1580 [0.000]
7	0.0184		-0.0181	37.2206 [0.000]
8	0.0149		-0.0032	37.2616 [0.000]
9	0.0047		0.0140	37.2657 [0.000]
10	-0.0321		-0.0576	37.4592 [0.000]

A17.4.1 Stima modello Arch1 con distribuzione t di student

Stima modello Arch1 - t di student				
Mean: ARMAX(0,0,3); Variance: GARCH(0,1)				
Conditional Probability Distribution: T				
Number of Model Parameters Estimated: 6				
Parameter	Value	Standard Error	T Statistic	p-value
Regress(1)	0.8083	0.042835	18.8700	0.00000 ***
Regress(2)	0.49551	0.060017	8.2562	0.00000 ***
Regress(3)	0.42346	0.032188	13.1561	0.00000 ***
K	5	0.92545	5.4028	0.00000 ***
ARCH(1)	0.89254	0.23822	3.7467	0.00009 ***
DoF	8.09	4.1403	1.9540	0.02535 **
LLF =	-487.4445			
AIC =	976.8890			
BIC =	980.0594			

A17.4.2 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

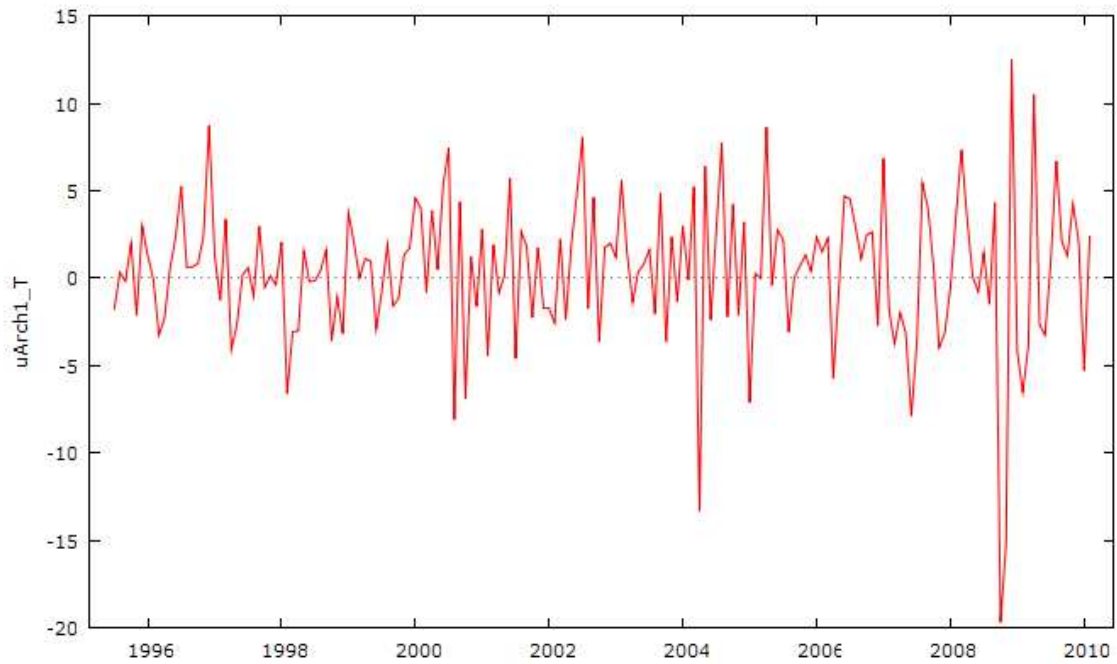
$$e_t = \sigma_t * z_t ; \quad z_t = IIDN(0, 1)$$

$$\sigma_t^2 = k + \sum_{i=1}^1 (\alpha_i * e_{t-i}^2)$$

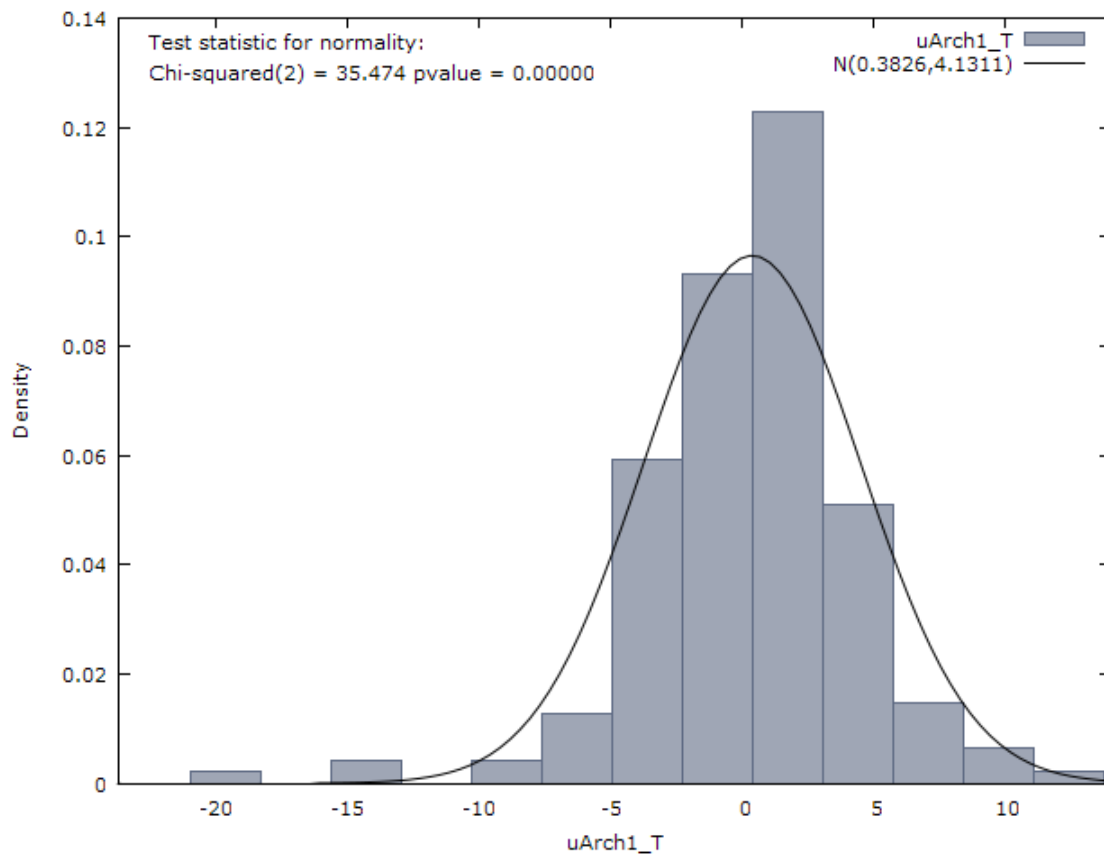
A17.4.3 Test normalità sui residui del modello Arch1 Student-t

Test Normlità sui residui del modello
Test for normality of uArch1_T:
Doornik-Hansen test = 35.4738, with p-value 1.98133e-008
Shapiro-Wilk W = 0.942795, with p-value 1.67879e-006
Lilliefors test = 0.064486, with p-value ~ = 0.07
Jarque-Bera test = 137.304, with p-value 1.53027e-030

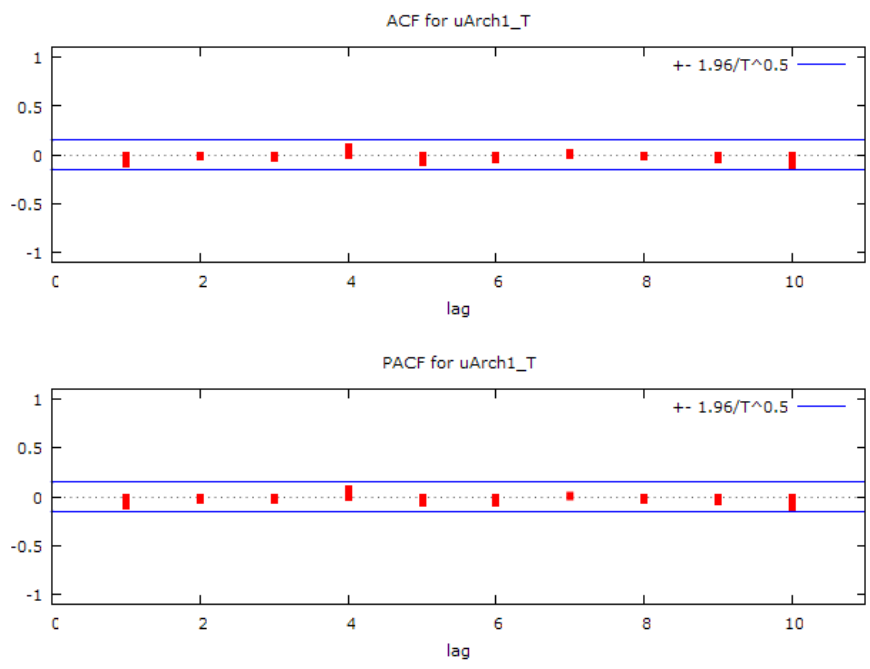
A17.4.4 Grafico andamento residui modello Arch1 (dist t-tudent)



A17.4.5 Grafico distribuzione del modello Arch1 (dist t di student)



A17.4.6 Grafico correlogramma dei residui Arch1 (dist t di student)



A17.4.7 Funzione di autocorrelazione dei residui del modello Arch1

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for uArch1_T				
LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.0935	-0.0935	1.5652	[0.211]
2	-0.0251	-0.0341	1.6785	[0.432]
3	-0.0349	-0.0409	1.8989	[0.594]
4	0.0871	0.0799	3.2822	[0.512]
5	-0.0814	-0.0690	4.4963	[0.480]
6	-0.0541	-0.0654	5.0357	[0.539]
7	0.0246	0.0151	5.1482	[0.642]
8	-0.0162	-0.0286	5.1974	[0.736]
9	-0.0501	-0.0464	5.6682	[0.773]
10	-0.1160	-0.1249 *	8.2096	[0.608]

A17.4.8 Test Radice Unitaria ADF sui residui de modello Arch5

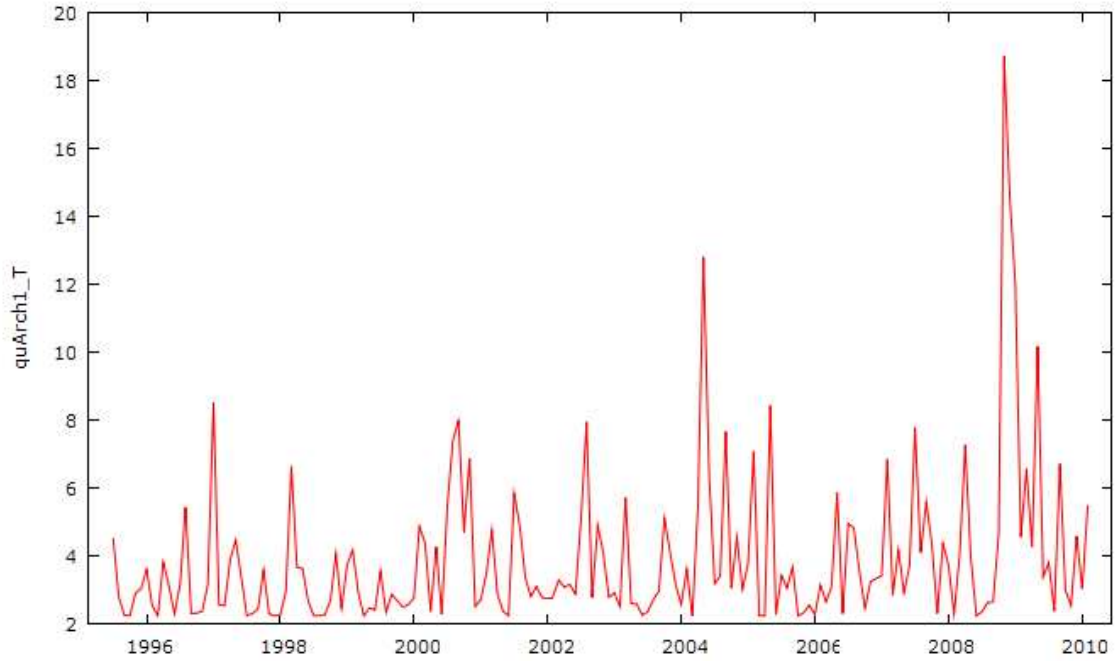
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uArch1_T
including one lag of (1-L)uArch1_T
sample size 174
unit-root null hypothesis: a = 1
test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001
estimated value of (a - 1): -1.10887
test statistic: tau_nc(1) = -9.86829
asymptotic p-value 4.392e-019
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001
estimated value of (a - 1): -1.13111
test statistic: tau_c(1) = -9.99502
asymptotic p-value 3.444e-019

```

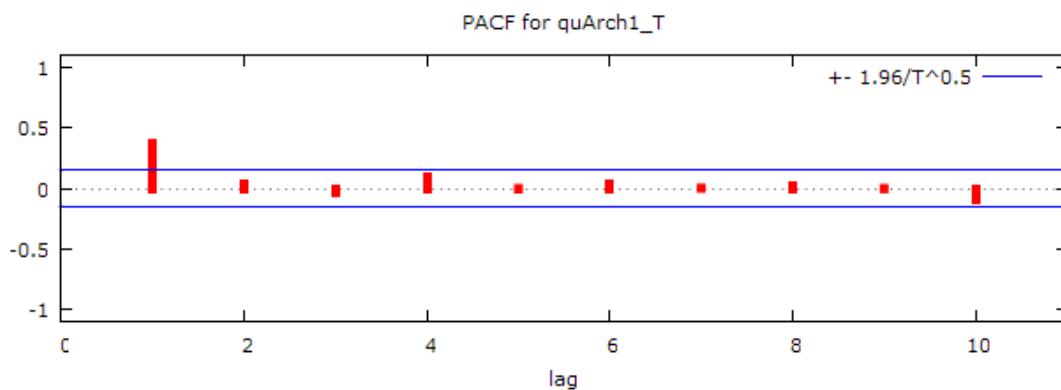
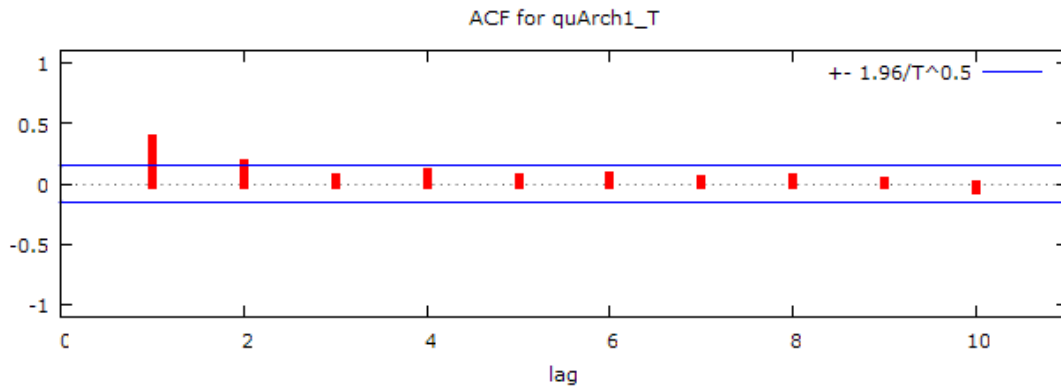
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002
estimated value of (a - 1): -1.13262
test statistic: tau_ct(1) = -9.97833
Asymptotic p-value 1.04e-019

```

A17.4.9 Grafico andamento dei quadrati dei residui del modello Arch1



A17.4.10 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui Arch1



A17.4.11 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui Arch1

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for quArch1_T					
LAG	ACF		PACF		Q-stat. [p-value]
1	0.3787	***	0.3787	***	25.6686 [0.000]
2	0.1750	**	0.0369		31.1841 [0.000]
3	0.0513		-0.0309		31.6615 [0.000]
4	0.0942		0.0921		33.2784 [0.000]
5	0.0545		-0.0071		33.8227 [0.000]
6	0.0691		0.0405		34.7023 [0.000]
7	0.0409		0.0032		35.0117 [0.000]
8	0.0534		0.0275		35.5439 [0.000]
9	0.0266		-0.0055		35.6768 [0.000]
10	-0.0531		-0.0875		36.2092 [0.000]

PS: Aumentando il numero dei lag della componente Arch o introducendo la componente Garch il modello non migliora in quanto i parametri stimati non sono statisticamente significativi.

Appendice 18: Analisi del primo sottocampione dei dati mensili (MS1)

A18.1 Descrizione del campione

A18.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **Luglio 1995**
 Data Ultima Rilevazione: **Settembre 2006**
 Numero Rilevazioni: **135**
 Cod Identificativo: **MS1**

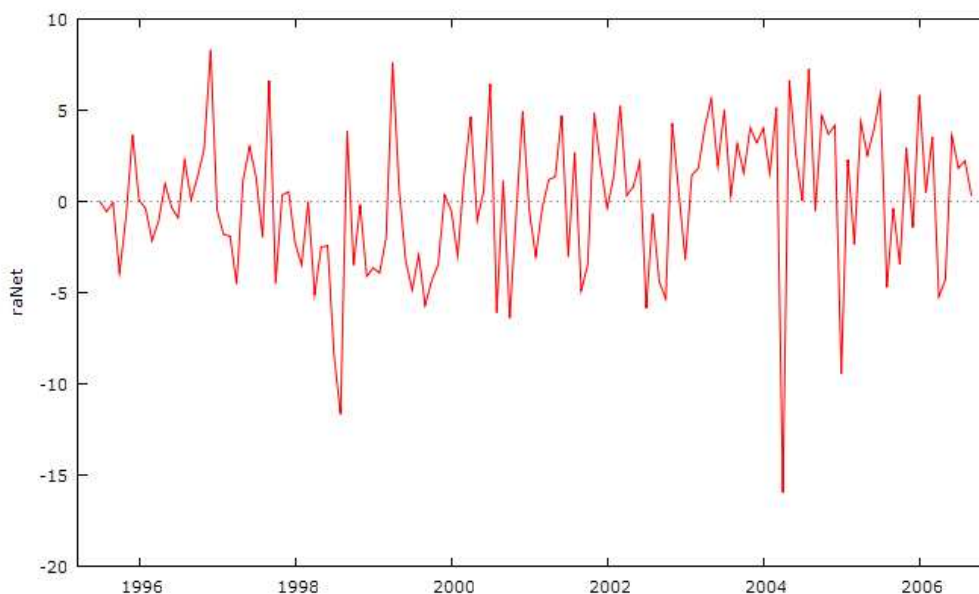
A18.1.2 Statistiche di base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 1995:06 - 2006:09 (missing values were skipped)				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	0.030766	0.32916	-15.962	8.3084
rmNet	-0.52742	-0.14653	-17.500	7.8960
SMB	0.25523	0.10451	-13.054	14.532
HML	-0.076747	-0.10475	-25.427	21.249
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	3.9446	128.21	-0.64113	1.3059
rmNet	4.3101	8.1720	-0.75409	1.1415
SMB	3.6814	14.424	0.20641	2.0932
HML	6.1235	79.788	-0.16997	2.9947

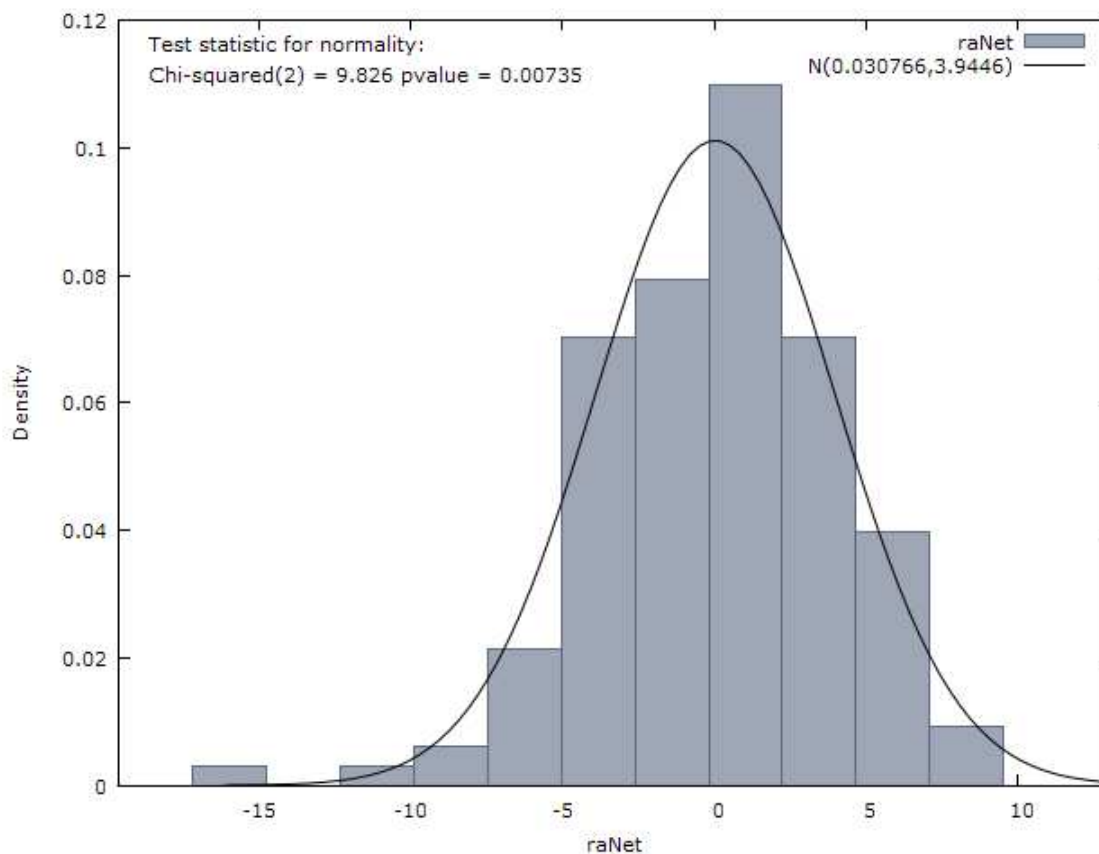
A18.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 1995:06 - 2006:09 5% critical value (two-tailed) = 0.1690 for n = 135				
raNet	rmNet	SMB	HML	
1.0000	0.3102	0.2955	0.1542	raNet
	1.0000	-0.1153	-0.4687	rmNet
		1.0000	-0.0398	SMB
			1.0000	HML

A18.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



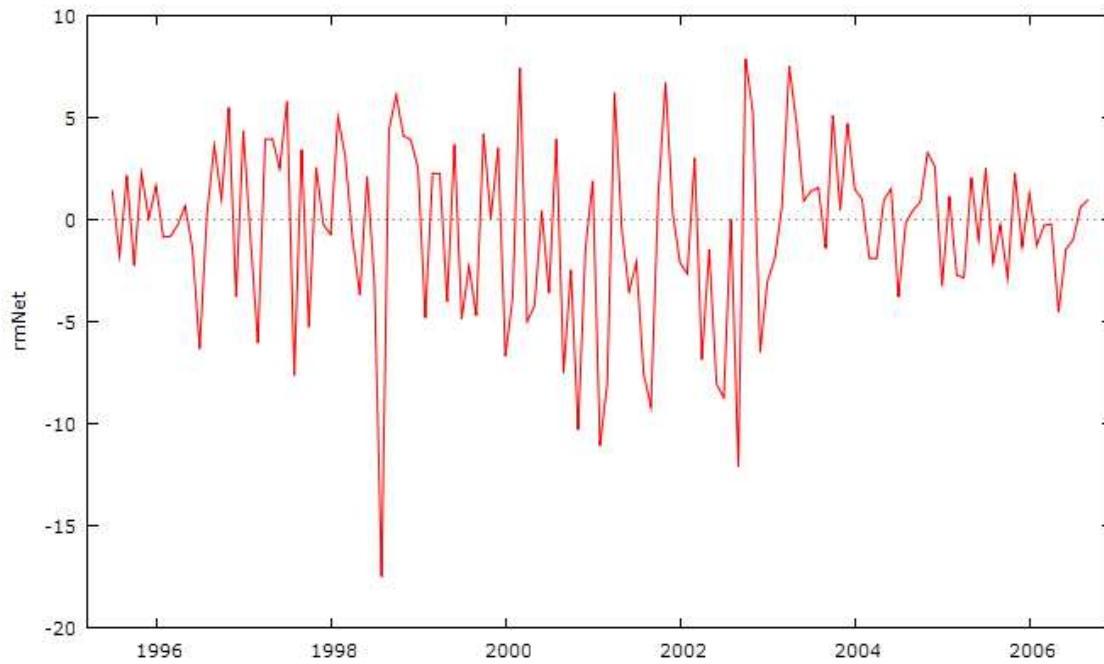
A18.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet



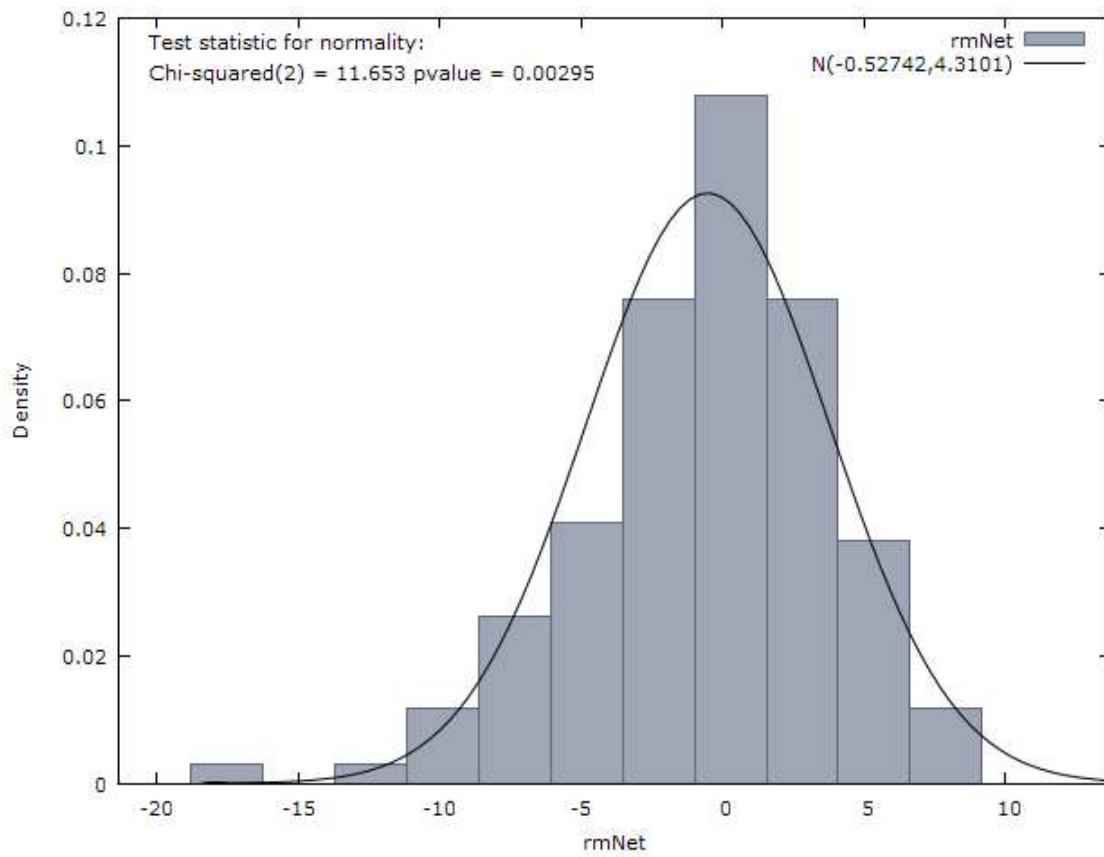
A18.1.6 Test radice unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for raNet including one lag of (1-L)raNet sample size 133 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.007 estimated value of (a - 1): -0.865742 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -7.07923$ asymptotic p-value 1.118e-011</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.007 estimated value of (a - 1): -0.865829 test statistic: $\tau_c(1) = -7.05294$ asymptotic p-value 2.379e-010</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.003 estimated value of (a - 1): -0.928241 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -7.38406$ asymptotic p-value 1.788e-010</p>

A18.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



A18.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet



A18.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet

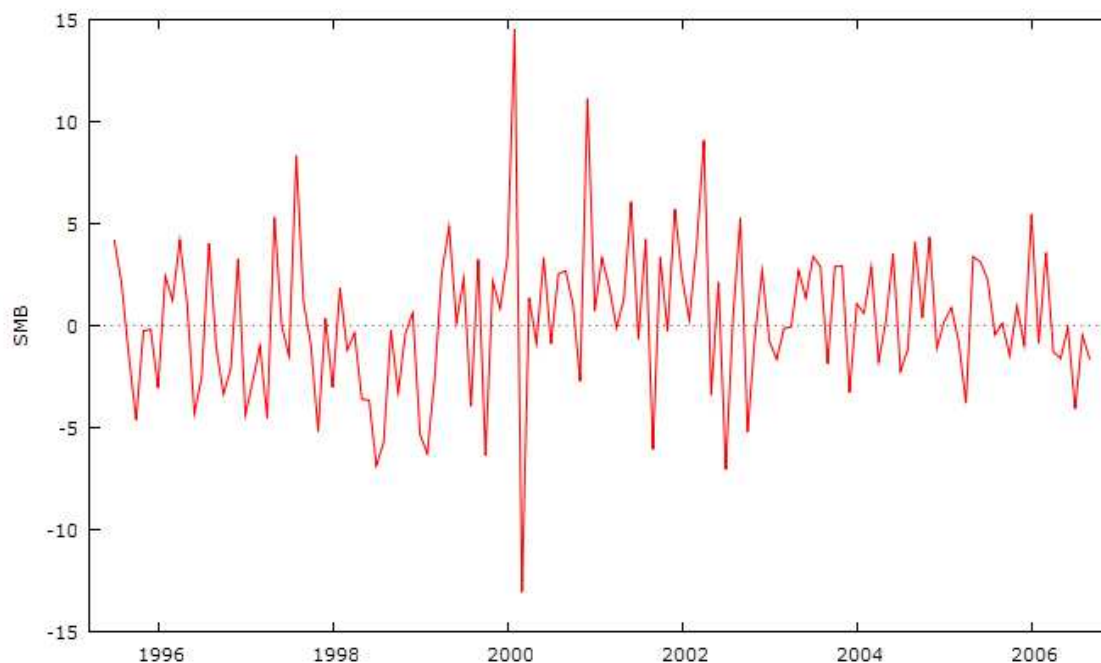
```
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for rmNet
including one lag of (1-L)rmNet
sample size 133
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003
estimated value of (a - 1): -1.02262
test statistic: tau_nc(1) = -8.25465
asymptotic p-value 1.004e-014

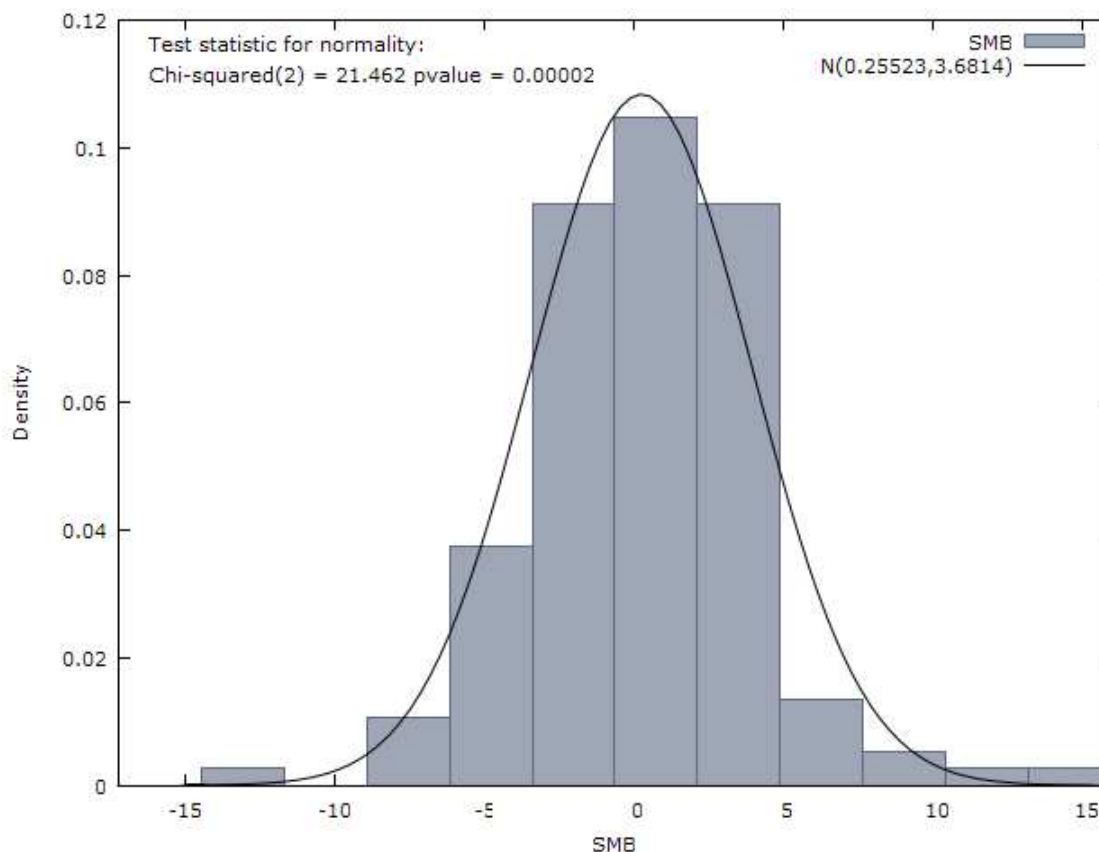
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003
estimated value of (a - 1): -1.05548
test statistic: tau_c(1) = -8.41834
asymptotic p-value 2.859e-014

with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.003
estimated value of (a - 1): -1.05768
test statistic: tau_ct(1) = -8.3972
asymptotic p-value 8.784e-014
```

A18.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



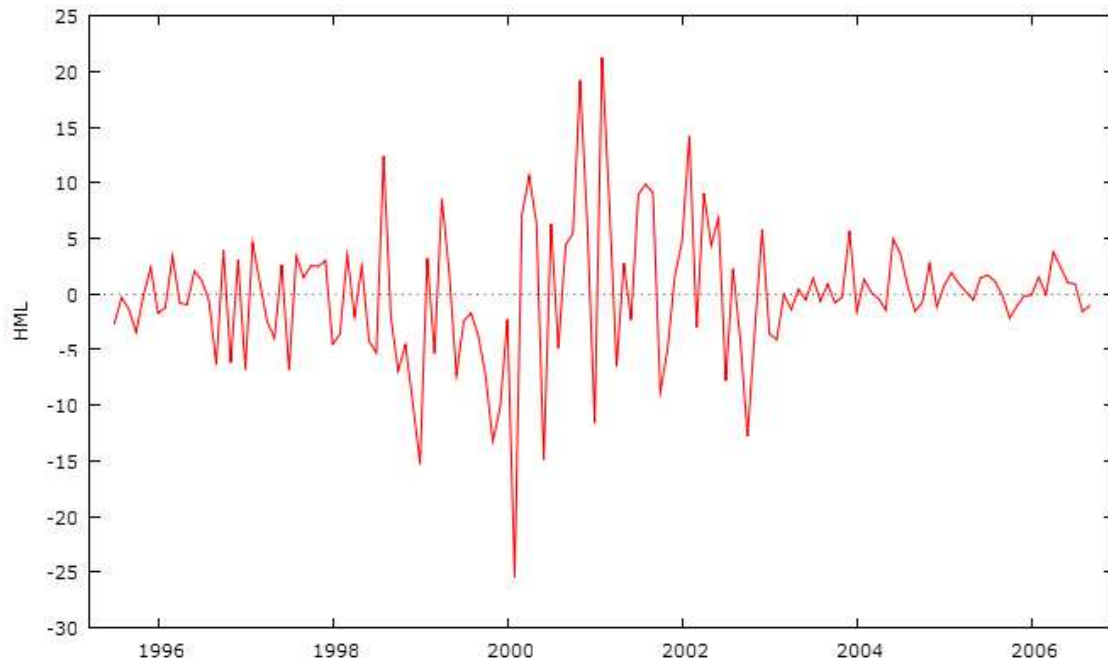
A18.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB



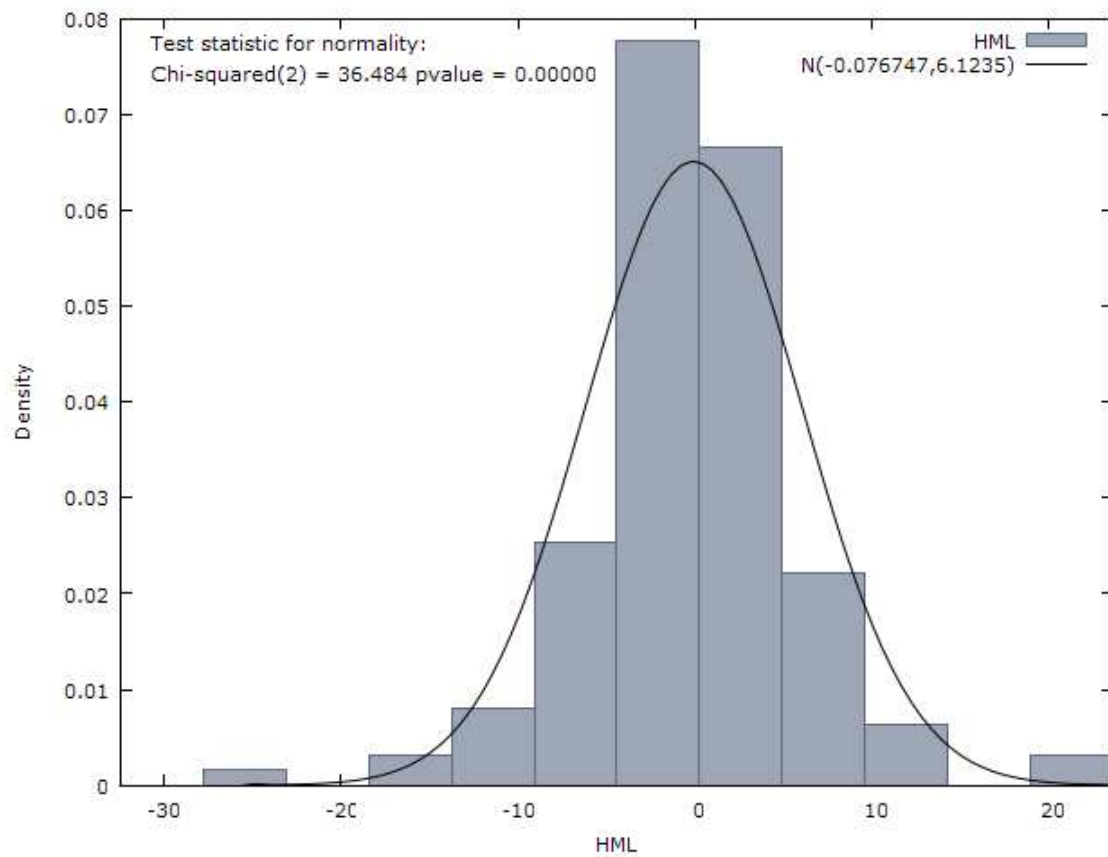
A18.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
<p>Augmented Dickey-Fuller test for SMB including one lag of (1-L)SMB sample size 133 unit-root null hypothesis: $a = 1$</p> <p>test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.0214 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -7.89661$ asymptotic p-value 8.836e-014</p> <p>test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001 estimated value of (a - 1): -1.0306 test statistic: $\tau_c(1) = -7.90763$ asymptotic p-value 9.305e-013</p> <p>with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002 estimated value of (a - 1): -1.07217 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -8.12522$ asymptotic p-value 7.447e-013</p>

A18.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



A18.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML



A18.1.15 Test radice unitaria ADF sulla variabile indipendente HML

```
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller

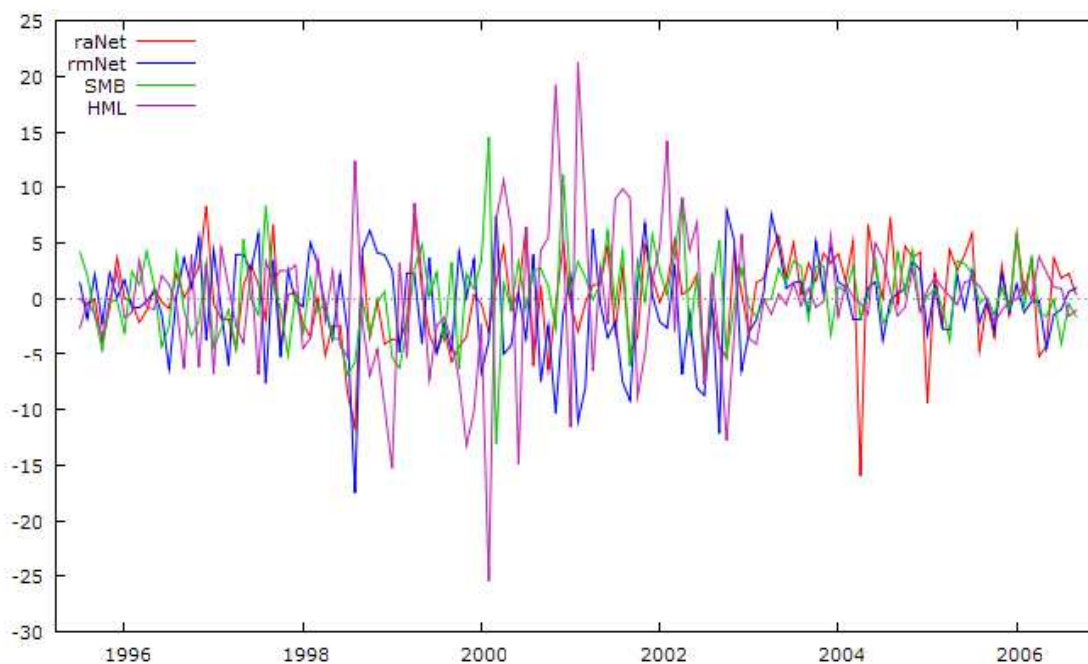
Augmented Dickey-Fuller test for HML
including one lag of (1-L)HML
sample size 133
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001
estimated value of (a - 1): -0.944711
test statistic: tau_nc(1) = -7.79933
asymptotic p-value 1.587e-013

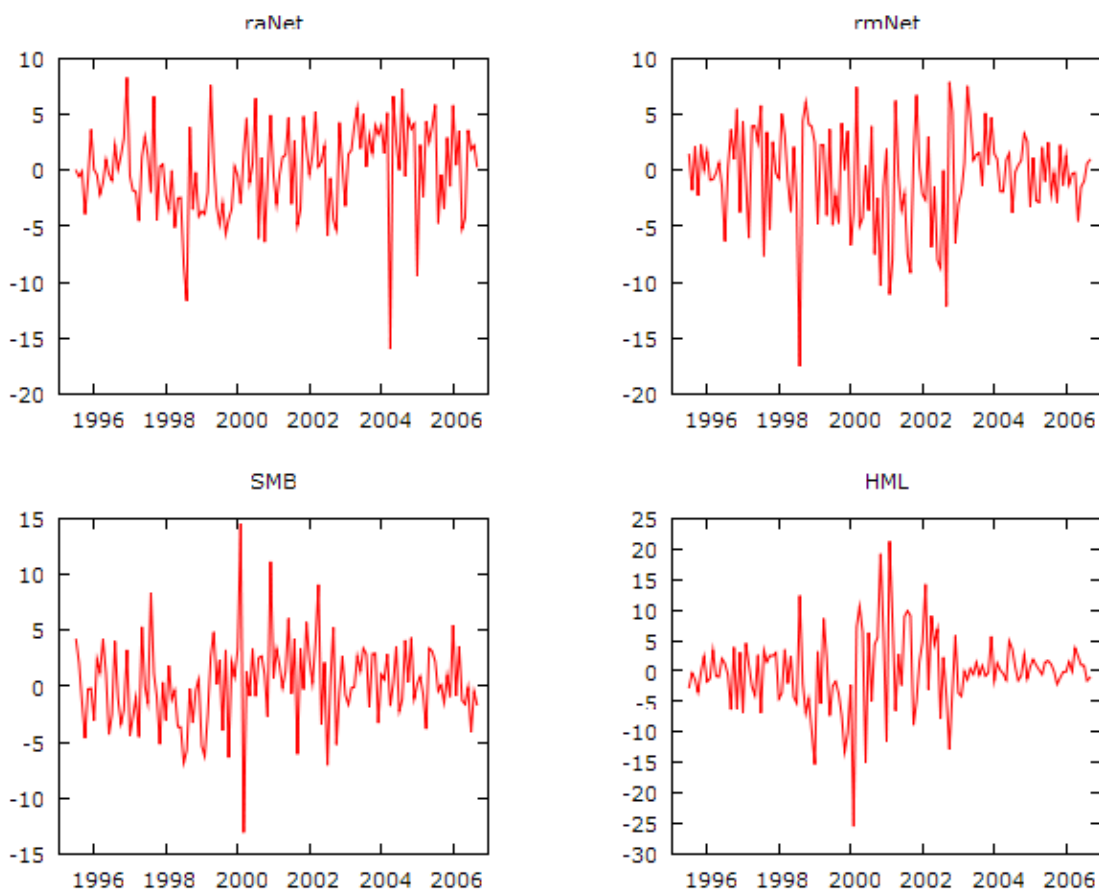
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.001
estimated value of (a - 1): -0.944856
test statistic: tau_c(1) = -7.7704
asymptotic p-value 2.325e-012

with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.000
estimated value of (a - 1): -0.965629
test statistic: tau_ct(1) = -7.85645
asymptotic p-value 5.766e-012
```

A18.1.16 Grafico andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A18.1.17 Grafico andamento dell'insieme delle variabili



A18.2 Individuazione della forma del modello

A18.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

A18.2.2 Stima del modello OLS completa

Stima Modello OLS completa				
OLS:				
OLS estimates using the 135 observations 1995:07-2006:09				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	0.216790	0.280196	0.7737	0.4405
rmNet	0.507716	0.0738663	6.873	2.30e-010 ***
SMB	0.403453	0.0764529	5.277	5.29e-07 ***
HML	0.276472	0.0516848	5.349	3.82e-07 ***
Mean dependent var	0.030766	S.D. dependent var	3.944632	
Sum squared resid	1356.360	S.E. of regression	3.217746	
R-squared	0.349485	Adjusted R-squared	0.334588	
F(3, 131)	23.45967	P-value(F)	3.23e-12	
Log-likelihood	-347.2984	Akaike criterion	702.5969	
Schwarz criterion	714.2180	Hannan-Quinn	707.3194	
rho	-0.218854	Durbin-Watson	2.434677	

A18.2.3 Test di omissione dei parametri

Test Omissione Variabili				
Sintesi Test:				
Test for omission of variables -				
Null hypothesis: parameters are zero for the variables				
const				
Test statistic: $F(1, 131) = 0.598625$				
with p-value = $P(F(1, 131) > 0.598625) = 0.440497$				
Dettaglio Test:				
Model 2: OLS estimates using the 135 observations 1995:07-2006:09				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

rmNet	0.499988	0.0730765	6.842	2.65e-010 ***
SMB	0.406234	0.0762521	5.328	4.17e-07 ***
HML	0.273552	0.0514684	5.315	4.42e-07 ***
Mean dependent var	0.030766	S.D. dependent var	3.944632	
Sum squared resid	1362.558	S.E. of regression	3.212850	
R-squared	0.346553	Adjusted R-squared	0.336652	
F(3, 132)	23.33519	P-value(F)	3.50e-12	
Log-likelihood	-347.6062	Akaike criterion	701.2124	
Schwarz criterion	709.9282	Hannan-Quinn	704.7542	
rho	-0.212144	Durbin-Watson	2.421482	
Comparison of Model 2 and Model 2:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero				
for the variablesconst				
Test statistic: $F(1, 131) = 0.598625$, with p-value = 0.440497				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

A18.2.4 Stima modello OLS ridotto

Stima Modello OLS ridotto				
OLSr:				
OLS estimates using the 135 observations 1995:07-2006:09				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value

rmNet	0.499988	0.0730765	6.842	2.65e-010 ***
SMB	0.406234	0.0762521	5.328	4.17e-07 ***
HML	0.273552	0.0514684	5.315	4.42e-07 ***
Mean dependent var	0.030766	S.D. dependent var	3.944632	
Sum squared resid	1362.558	S.E. of regression	3.212850	
R-squared	0.346553	Adjusted R-squared	0.336652	
F(3, 132)	23.33519	P-value(F)	3.50e-12	
Log-likelihood	-347.6062	Akaike criterion	701.2124	
Schwarz criterion	709.9282	Hannan-Quinn	704.7542	
rho	-0.212144	Durbin-Watson	2.421482	

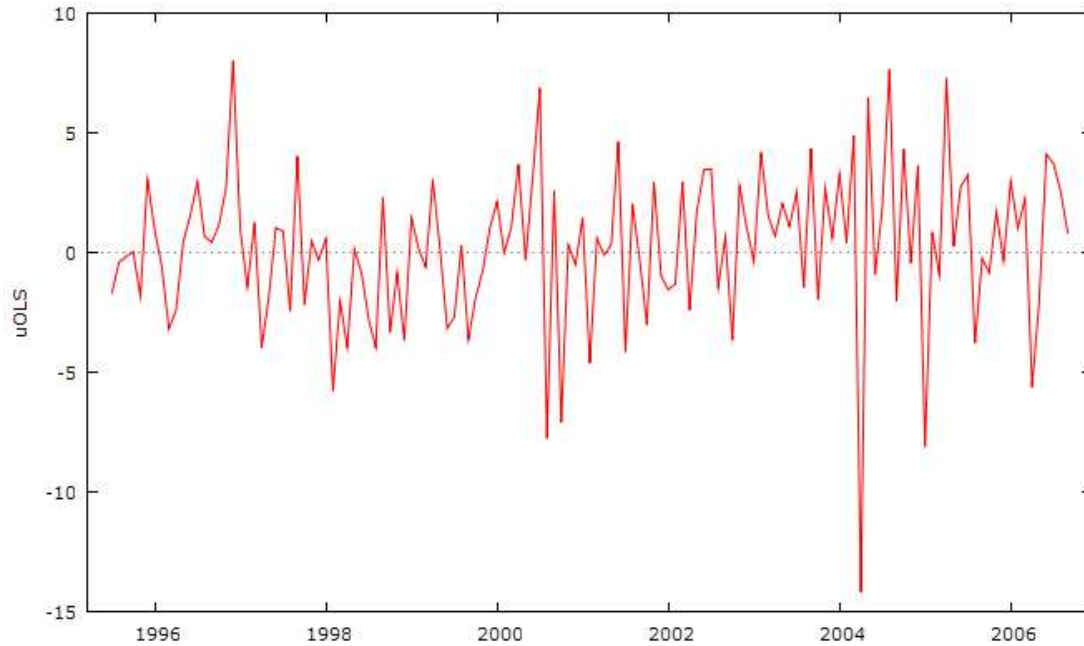
A18.2.5 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

$$raNet_t = b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

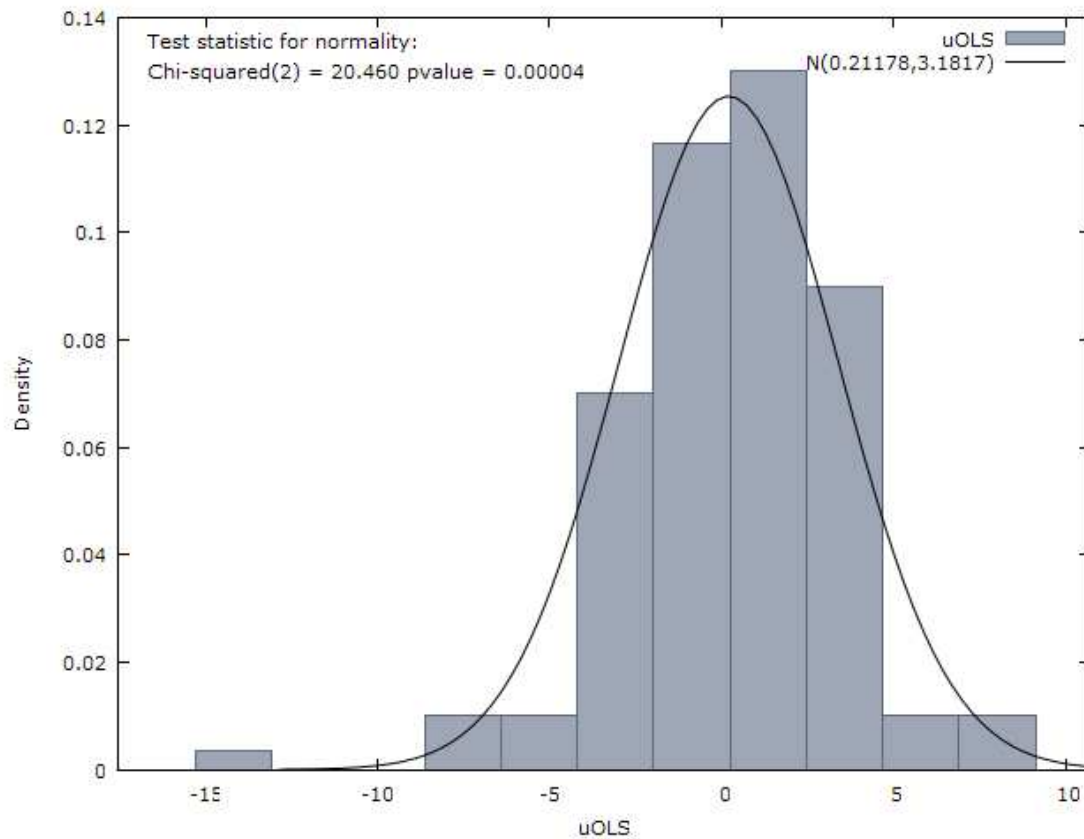
A18.2.6 Test normalità sui residui del modello OLS

Test Normlità sui residui del modello
Test for normality of uOLS: Doornik-Hansen test = 20.4598, with p-value 3.60747e-005 Shapiro-Wilk W = 0.961262, with p-value 0.000707071 Lilliefors test = 0.0726001, with p-value ≈ 0.08 Jarque-Bera test = 51.6113, with p-value 6.20514e-012

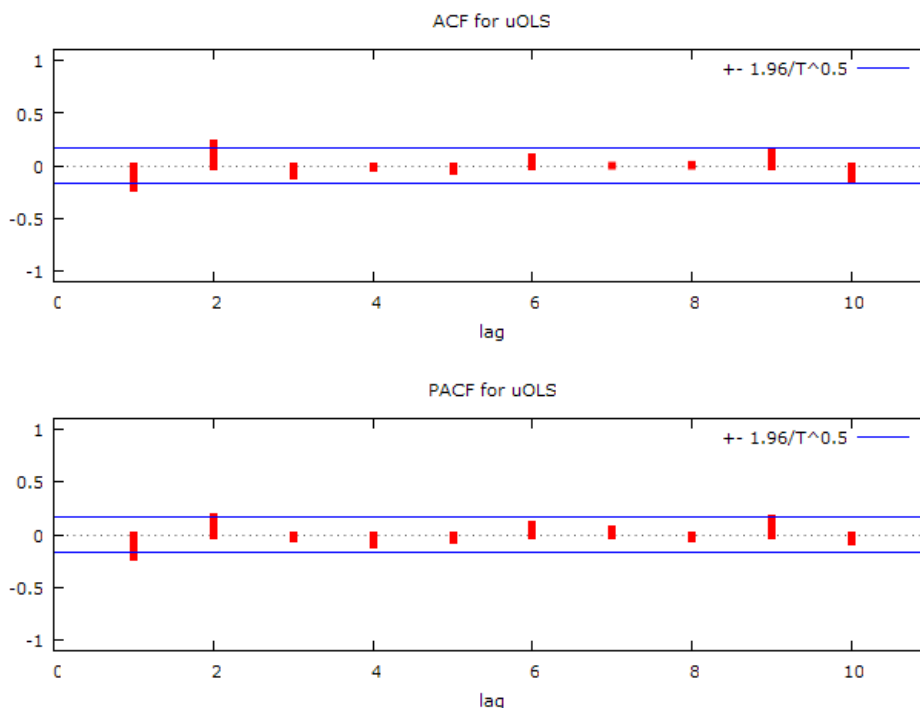
A18.2.7 Grafico andamento dei residui de modello OLS



A18.2.8 Grafico distribuzione dei residui del modello OLS



A18.2.9 Grafico del correlogramma dei residui



A18.2.10 Funzione di autocorrelazione dei residui del modello OLS

Funzione di autocorrelazione					
Autocorrelation function for uOLS					
LAG	ACF		PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.2176	**	-0.2176	6.5361	[0.011]
2	0.2069	**	0.1675	12.4918	[0.002]
3	-0.1016		-0.0299	13.9391	[0.003]
4	-0.0256		-0.0903	14.0314	[0.007]
5	-0.0551		-0.0566	14.4638	[0.013]
6	0.0872		0.0945	15.5551	[0.016]
7	0.0007		0.0467	15.5552	[0.030]
8	0.0086		-0.0308	15.5660	[0.049]
9	0.1438	*	0.1502	18.6002	[0.029]
10	-0.1219		-0.0593	20.8006	[0.023]

A18.2.11 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

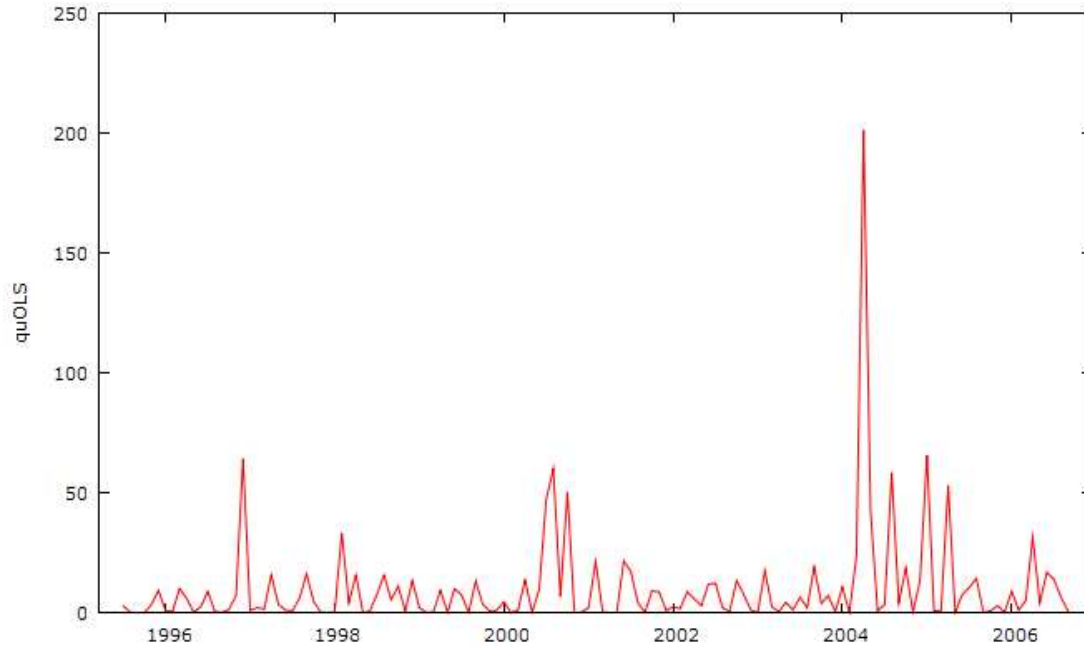
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uOLS
including one lag of (1-L)uOLS
sample size 133
unit-root null hypothesis: $a = 1$
test without constant
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.004
estimated value of $(a - 1)$: -1.00222
test statistic: $\tau_{nc}(1) = -7.46481$
asymptotic p-value 1.168e-012
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.005
estimated value of $(a - 1)$: -1.01449
test statistic: $\tau_c(1) = -7.51005$
asymptotic p-value 1.287e-011

```

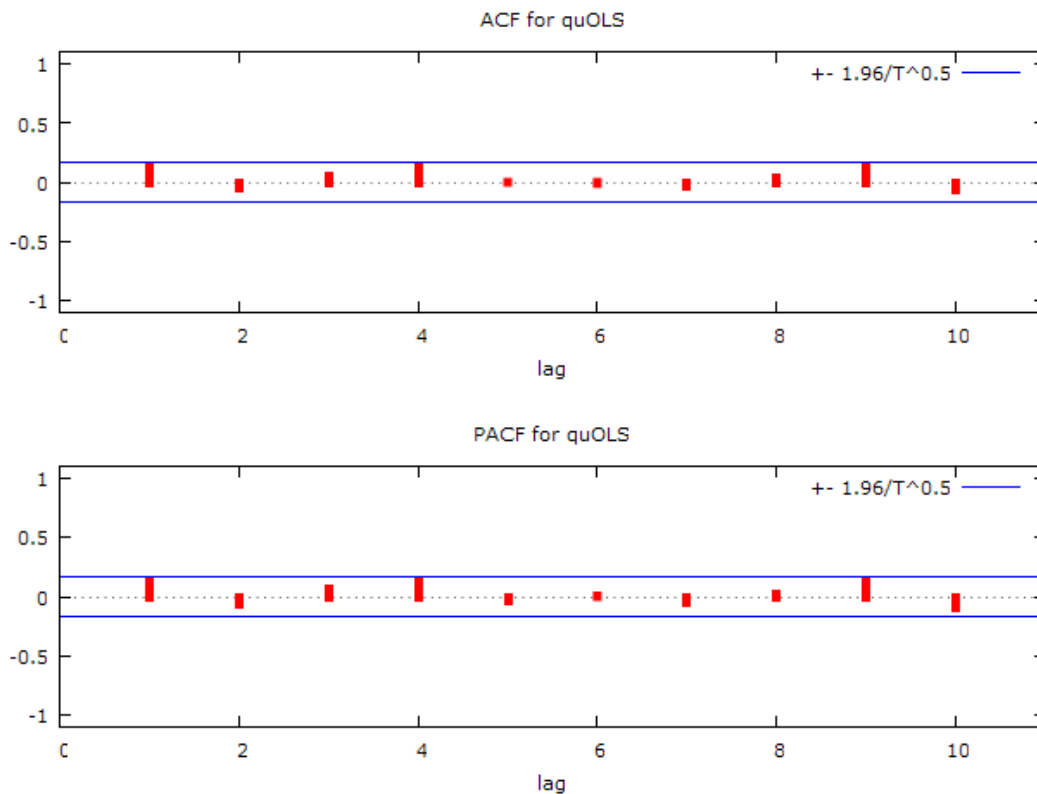
with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.007
estimated value of (a - 1): -1.06218
test statistic: tau_ct(1) = -7.73627
asymptotic p-value 1.409e-011

```

A18.2.12 Grafico andamento dei quadrati dei residui dl modello OLS



A18.2.13 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui



A18.2.14 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for quOLS				
LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0.1420	0.1420	2.7825	[0.095]
2	-0.0487	-0.0703	3.1126	[0.211]
3	0.0505	0.0696	3.4695	[0.325]
4	0.1418	0.1238	6.3099	[0.177]
5	-0.0008	-0.0349	6.3100	[0.277]
6	-0.0116	0.0075	6.3293	[0.387]
7	-0.0356	-0.0523	6.5122	[0.481]
8	0.0314	0.0289	6.6560	[0.574]
9	0.1459 *	0.1444 *	9.7802	[0.369]
10	-0.0582	-0.1009	10.2809	[0.416]

Appendice 19: Analisi del secondo sottocampione dati mensili (MS2)

A19.1 Descrizione del campione

A19.1.1 Dimensione del campione

Data Prima Rilevazione: **Ottobre 2006**
 Data Ultima Rilevazione: **Febbraio 2010**
 Numero Rilevazioni: **41**
 Cod Identificativo: **MS2**

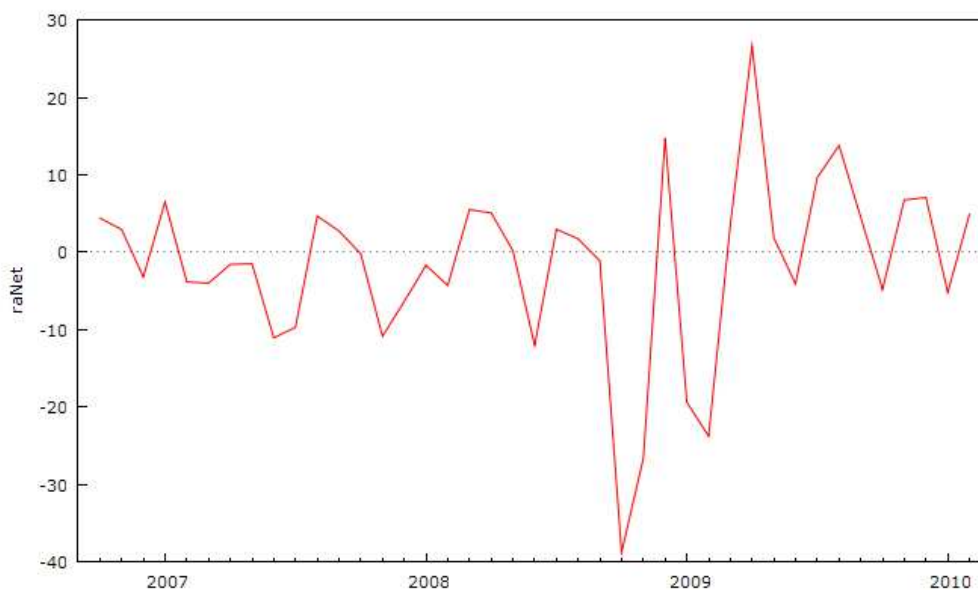
A19.1.2 Statistiche di base

Statistiche di Base				
Summary Statistics, using the observations 2006:10 - 2010:02				
Variable	MEAN	MEDIAN	MIN	MAX
raNet	-1.5700	-0.22525	-38.780	26.621
rmNet	-1.2626	-0.29542	-19.264	8.5801
SMB	0.21002	0.51216	-4.7627	6.9868
HML	-0.55876	-0.66726	-16.050	13.672
Variable	S.D.	C.V.	SKEW	EXCSKURT
raNet	11.444	7.2895	-0.87701	2.2117
rmNet	5.6708	4.4913	-0.87328	1.1014
SMB	2.7211	12.956	0.22221	0.15251
HML	5.6718	10.151	-0.15701	1.0953

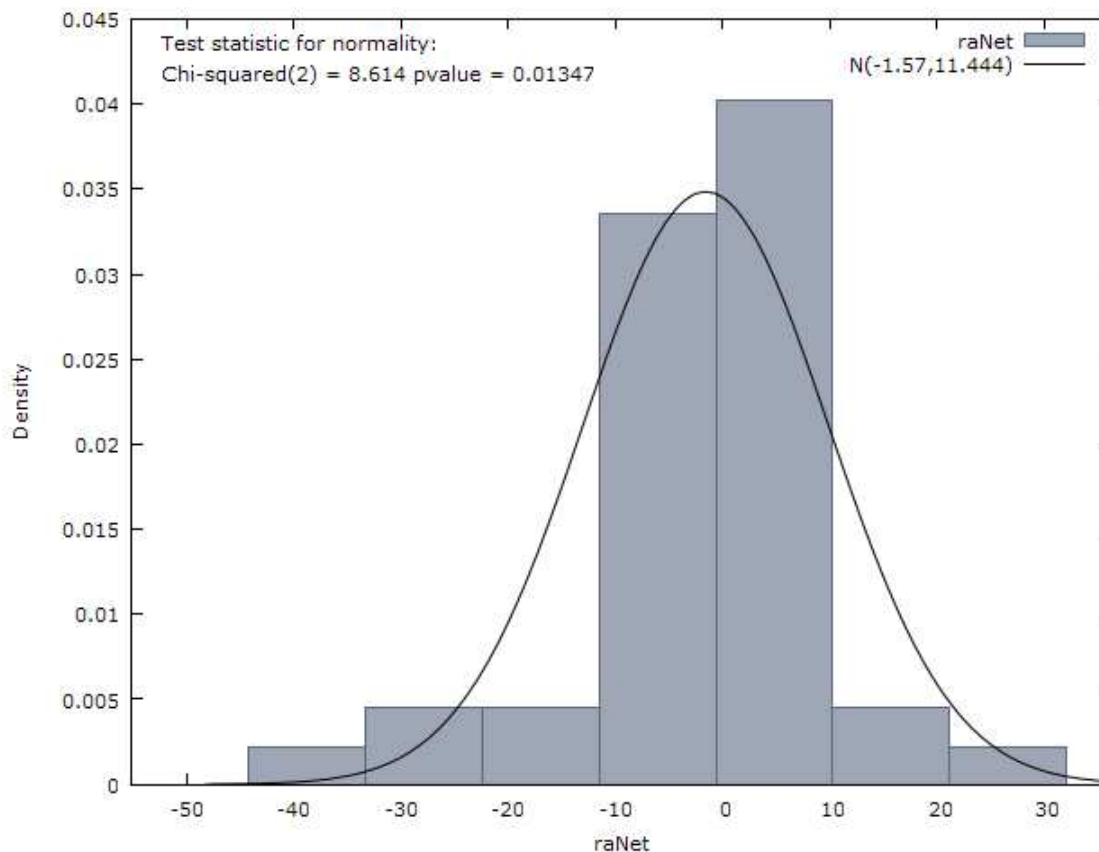
A19.1.3 Matrice di Correlazione

Matrice di correlazione				
Correlation Coefficients, using the observations 2006:10 - 2010:02				
5% critical value (two-tailed) = 0.3081 for n = 41				
raNet	rmNet	SMB	HML	
1.0000	0.8466	0.6373	0.5991	raNet
	1.0000	0.3557	0.4833	rmNet
		1.0000	0.4075	SMB
			1.0000	HML

A19.1.4 Andamento della variabile dipendente RaNet



A19.1.5 Istogramma della variabile dipendente raNet



A19.1.6 Test radice unitaria ADF sulla variabile dipendente raNet

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller

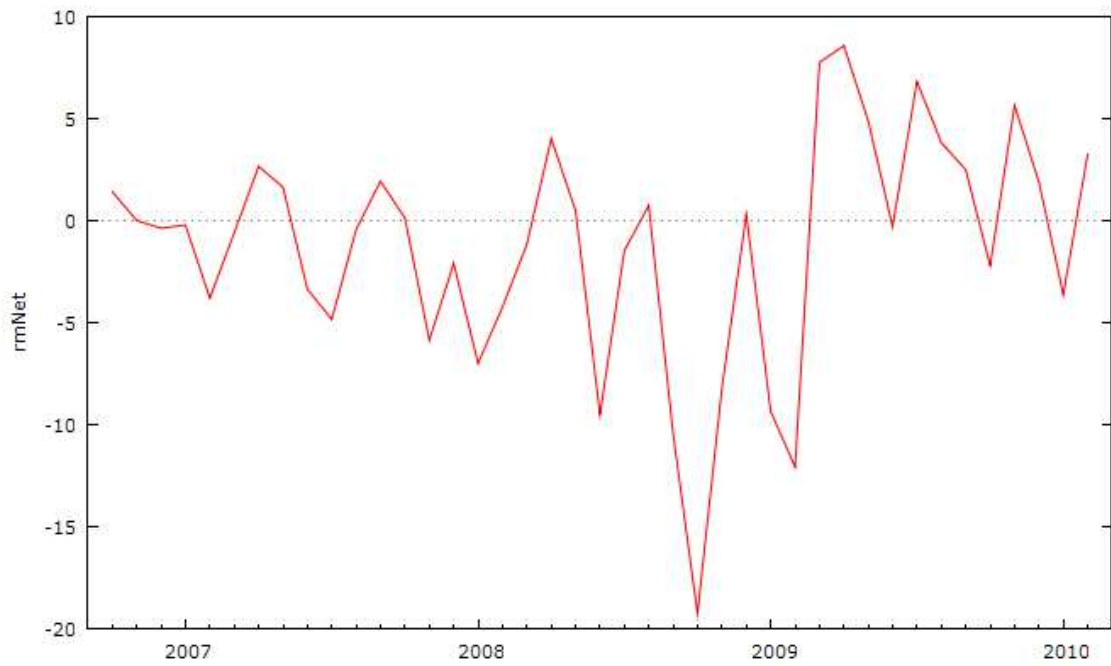
Augmented Dickey-Fuller test for raNet
including one lag of (1-L)raNet
sample size 41
unit-root null hypothesis: $a = 1$

test without constant
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.140
estimated value of (a - 1): -1.04841
test statistic: $\tau_{nc}(1) = -5.52915$
asymptotic p-value 5.436e-008

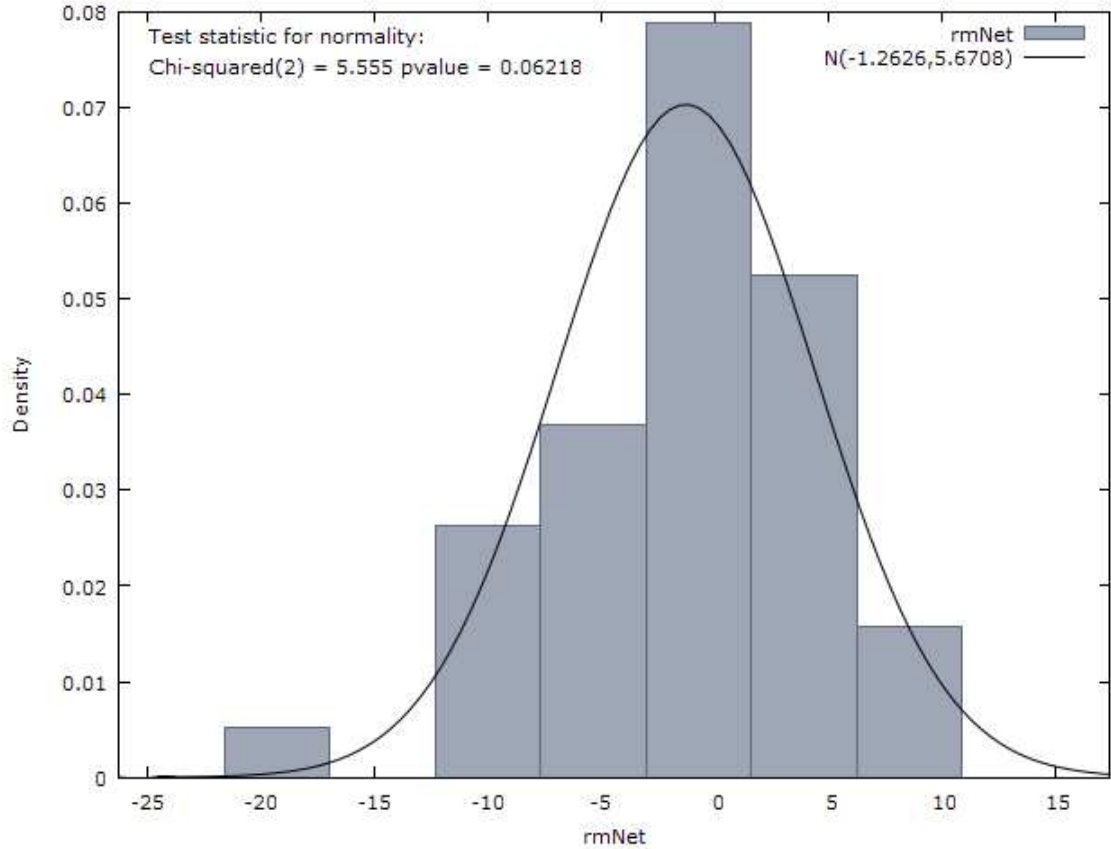
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.139
estimated value of (a - 1): -1.08155
test statistic: $\tau_c(1) = -5.60599$
asymptotic p-value 1.001e-006

with constant and trend
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.135
estimated value of (a - 1): -1.09348
test statistic: $\tau_{ct}(1) = -5.60831$
asymptotic p-value 9.596e-006

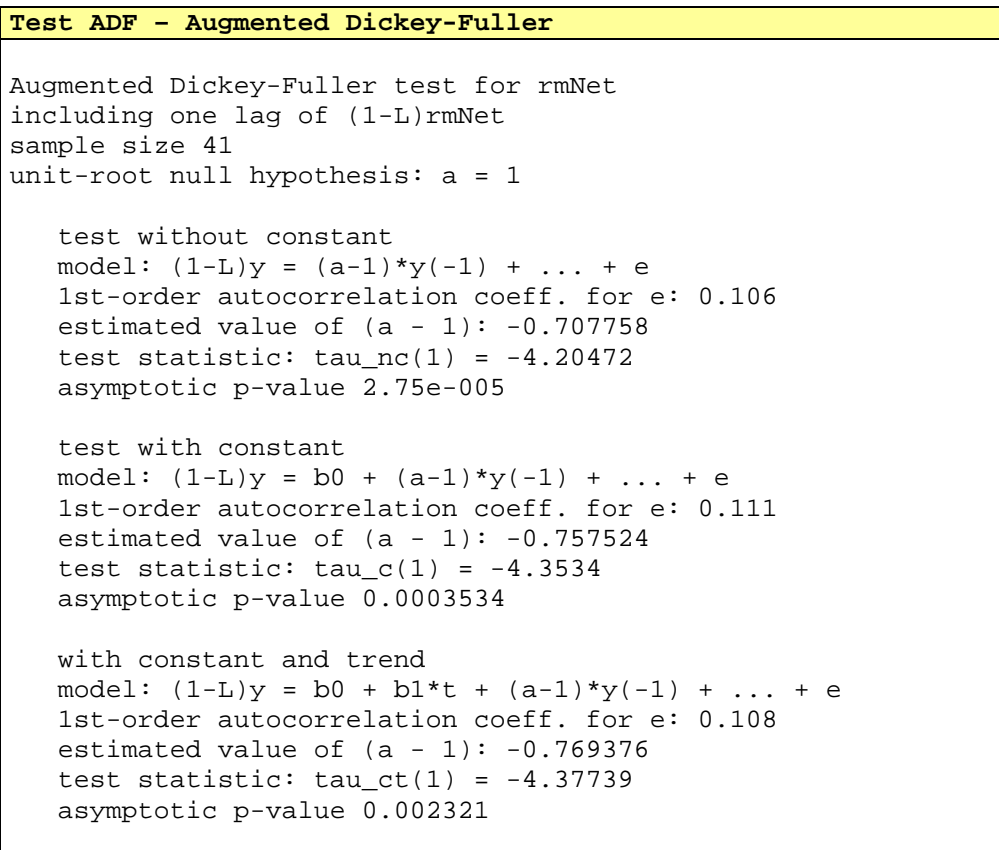
A19.1.7 Andamento della variabile indipendente RmNet



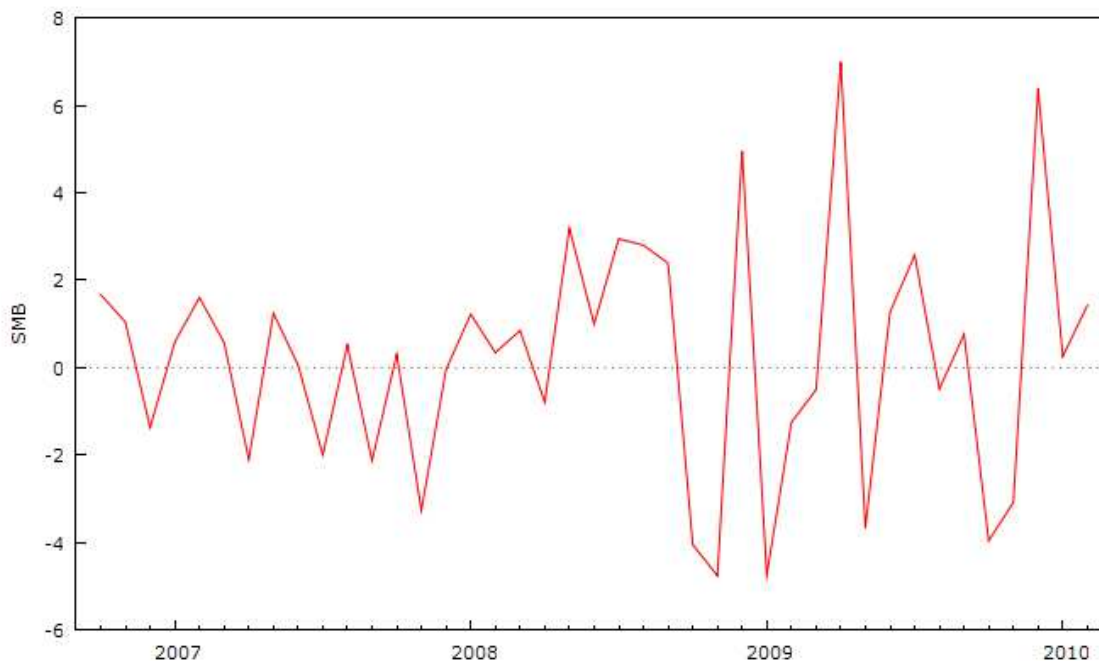
A19.1.8 Istogramma della variabile indipendente RmNet



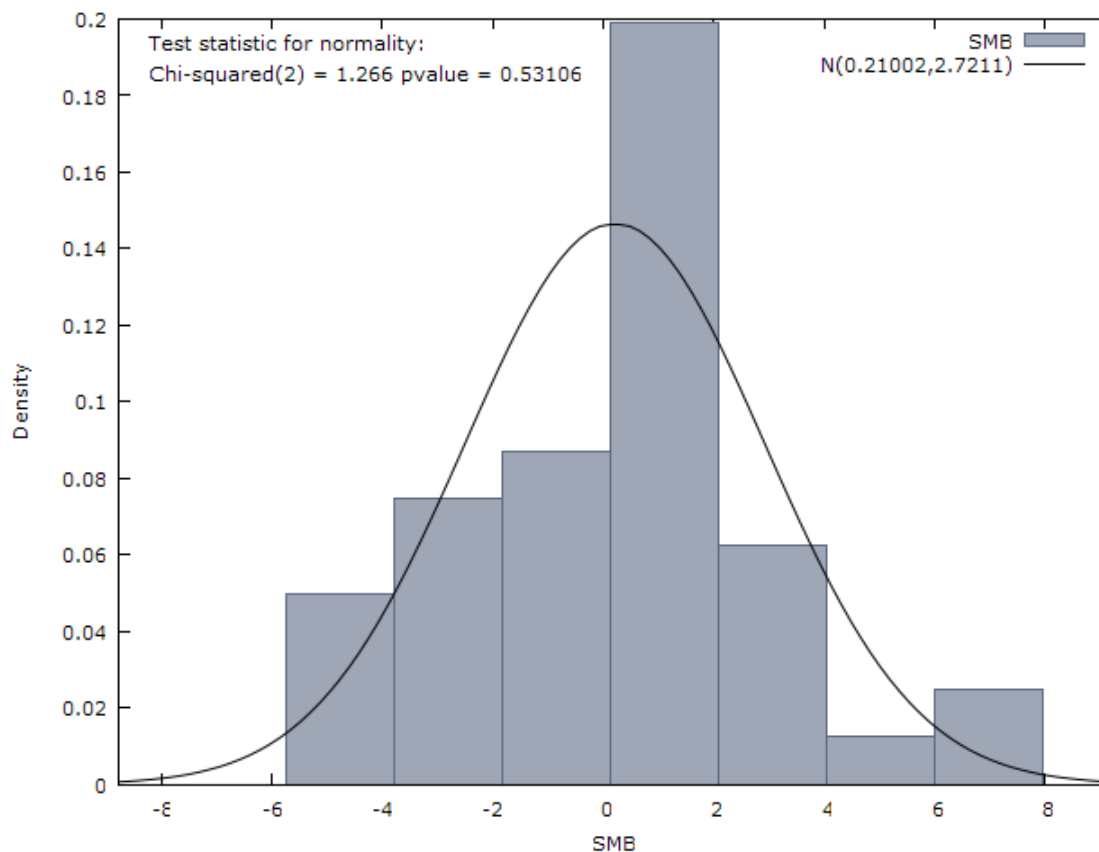
A19.1.9 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente RmNet



A19.1.10 Andamento della variabile indipendente SMB



A19.1.11 Istogramma della variabile indipendente SMB



A19.1.12 Test Radice Unitaria ADF sulla variabile indipendente SMB

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller

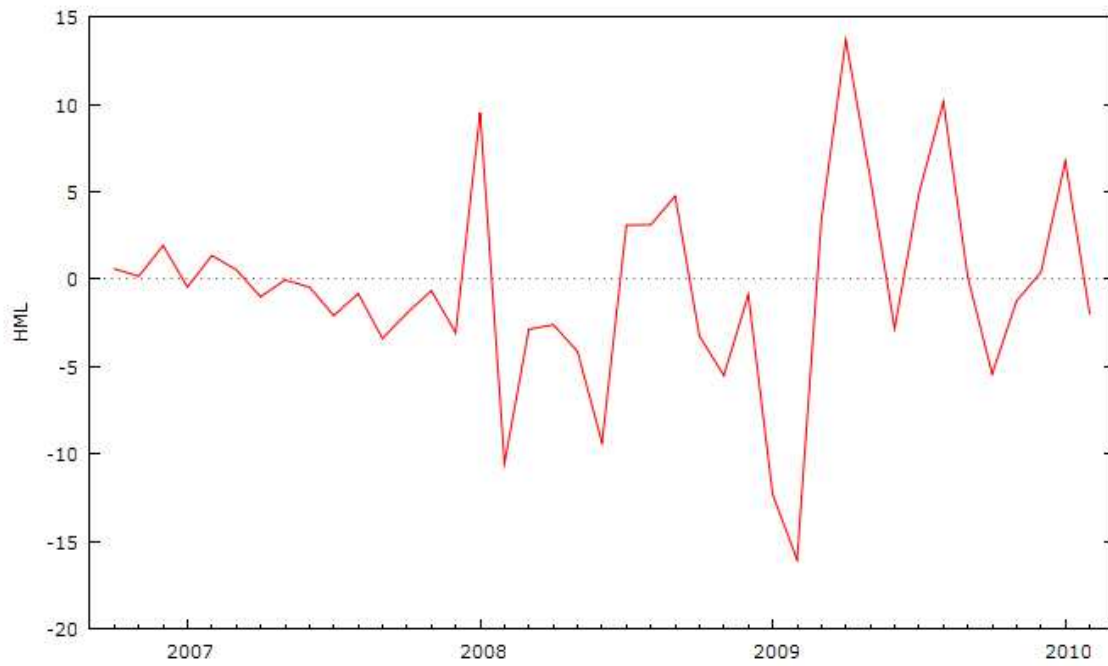
Augmented Dickey-Fuller test for SMB
including one lag of (1-L)SMB
sample size 41
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
estimated value of (a - 1): -1.38538
test statistic: tau_nc(1) = -5.64138
asymptotic p-value 3.055e-008

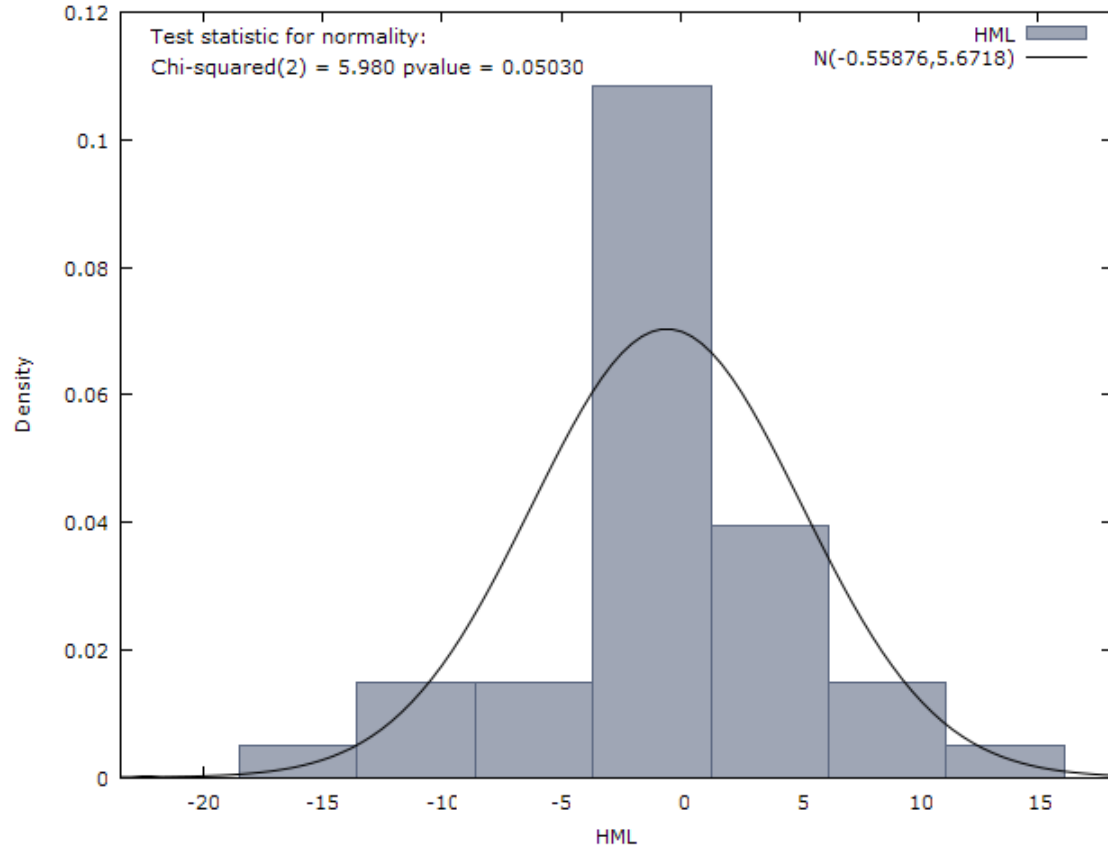
test with constant
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.39683
test statistic: tau_c(1) = -5.62711
asymptotic p-value 8.96e-007

with constant and trend
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.001
estimated value of (a - 1): -1.40648
test statistic: tau_ct(1) = -5.58164
asymptotic p-value 1.101e-005

A19.1.13 Andamento della variabile indipendente HML



A19.1.14 Istogramma della variabile indipendente HML



A19.1.15 Test radice unitaria ADF sulla variabile indipendente HML

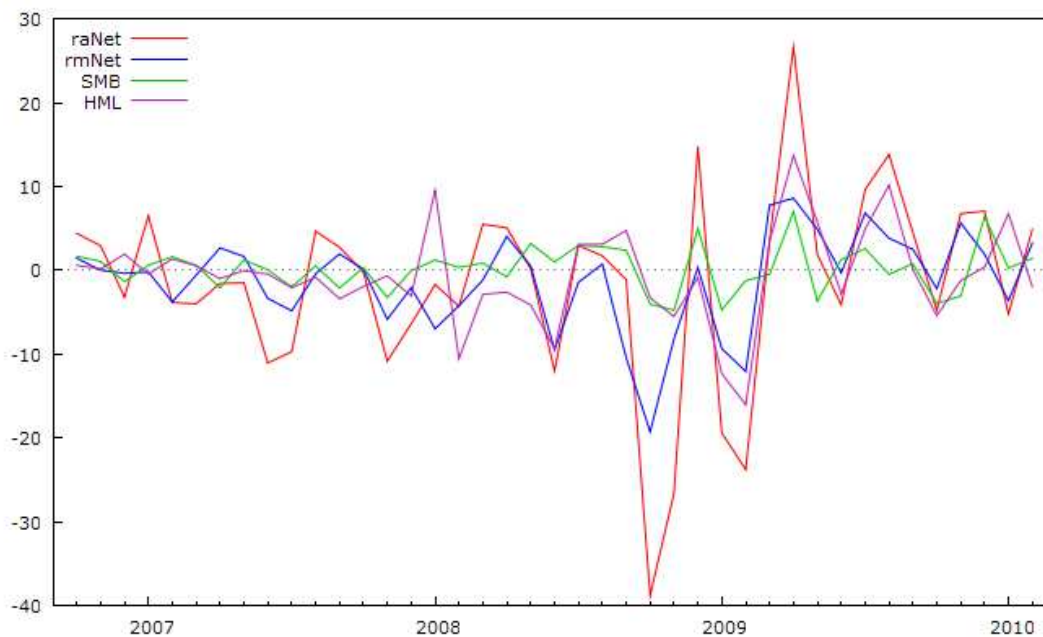
```
Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for HML
including one lag of (1-L)HML
sample size 41
unit-root null hypothesis: a = 1

test without constant
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.002
estimated value of (a - 1): -0.990564
test statistic: tau_nc(1) = -5.05873
asymptotic p-value 5.634e-007

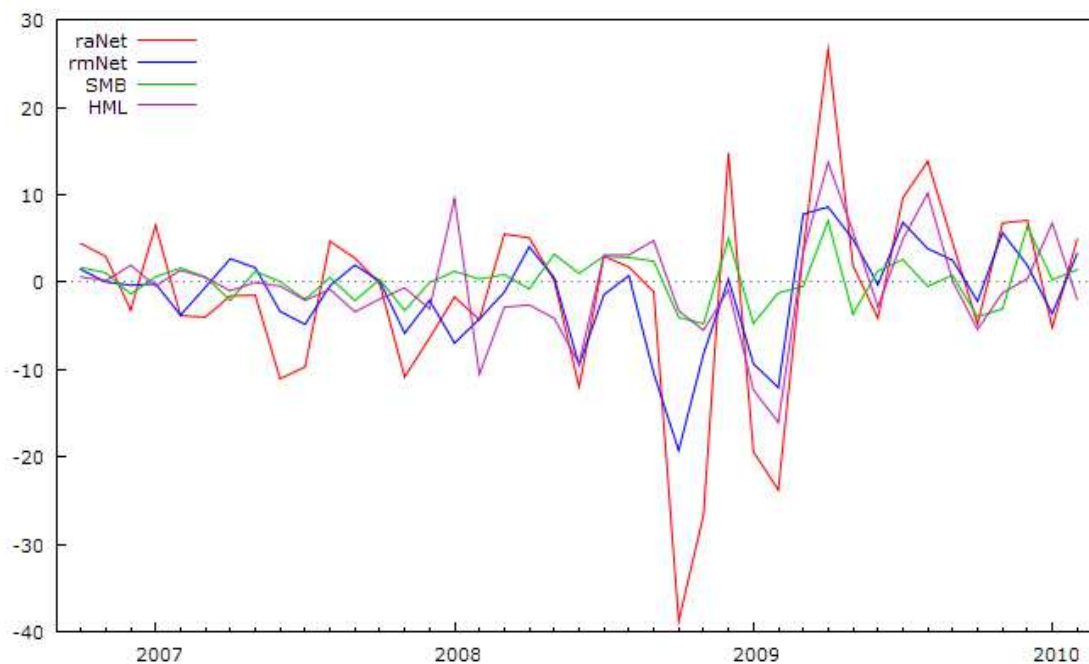
test with constant
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.002
estimated value of (a - 1): -1.01141
test statistic: tau_c(1) = -5.07681
asymptotic p-value 1.418e-005

with constant and trend
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0.004
estimated value of (a - 1): -1.01951
test statistic: tau_ct(1) = -5.04217
asymptotic p-value 0.0001
```

A19.1.16 Grafico andamento contestuale dell'insieme delle variabili



A19.1.17 Grafico andamento dell'insieme delle variabili



A19.2 Individuazione della forma del modello

A19.2.1 Forma del modello auspicata

$$raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

A19.2.2 Stima del modello OLS complete

Stima Modello OLS complete				
OLS:				
OLS estimates using the 41 observations 2006:10-2010:02				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
const	-0.0479899	0.722473	-0.06642	0.9474
rmNet	1.32191	0.144577	9.143	4.97e-011 ***
SMB	1.45849	0.288853	5.049	1.21e-05 ***
HML	0.284984	0.147939	1.926	0.0618 *
Mean dependent var	-1.569960	S.D. dependent var	11.44425	
Sum squared resid	732.4211	S.E. of regression	4.449176	
R-squared	0.860194	Adjusted R-squared	0.848858	
F(3, 37)	75.88407	P-value(F)	7.18e-16	
Log-likelihood	-117.2735	Akaike criterion	242.5471	
Schwarz criterion	249.4014	Hannan-Quinn	245.0430	
rho	0.034852	Durbin-Watson	1.929298	

A19.2.3 Test di omissione dei parametri

Test Omissione Variabili				
Sintesi Test:				
Test for omission of variables -				
Null hypothesis: parameters are zero for the variables				
const				
Test statistic: $F(1, 37) = 0.0044122$				
with p-value = $P(F(1, 37) > 0.0044122) = 0.947398$				
Dettaglio Test:				
Model 3: OLS estimates using the 41 observations 2006:10-2010:02				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	1.32406	0.139046	9.522	1.31e-011 ***
SMB	1.45528	0.281036	5.178	7.60e-06 ***
HML	0.285362	0.145880	1.956	0.0578 *
Mean dependent var	-1.569960	S.D. dependent var	11.44425	
Sum squared resid	732.5085	S.E. of regression	4.390506	
R-squared	0.862823	Adjusted R-squared	0.855603	
F(3, 38)	79.67166	P-value(F)	1.90e-16	
Log-likelihood	-117.2760	Akaike criterion	240.5520	
Schwarz criterion	245.6927	Hannan-Quinn	242.4239	
rho	0.034631	Durbin-Watson	1.929617	
Comparison of Model 2 and Model 3:				
Null hypothesis: the regression parameters are zero for the variables const				
Test statistic: $F(1, 37) = 0.0044122$, with p-value = 0.947398				
Of the 3 model selection statistics, 3 have improved.				

A19.2.4 Stima modello OLS ridotto

Stima Modello OLS ridotto				
OLSr:				
OLS estimates using the 41 observations 2006:10-2010:02				
Dependent variable: raNet				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
-----	-----	-----	-----	-----
rmNet	1.32406	0.139046	9.522	1.31e-011 ***
SMB	1.45528	0.281036	5.178	7.60e-06 ***
HML	0.285362	0.145880	1.956	0.0578 *
Mean dependent var	-1.569960	S.D. dependent var	11.44425	
Sum squared resid	732.5085	S.E. of regression	4.390506	
R-squared	0.862823	Adjusted R-squared	0.855603	
F(3, 38)	79.67166	P-value(F)	1.90e-16	
Log-likelihood	-117.2760	Akaike criterion	240.5520	
Schwarz criterion	245.6927	Hannan-Quinn	242.4239	
rho	0.034631	Durbin-Watson	1.929617	

A19.2.5 Forma finale del modello che sarà successivamente analizzato

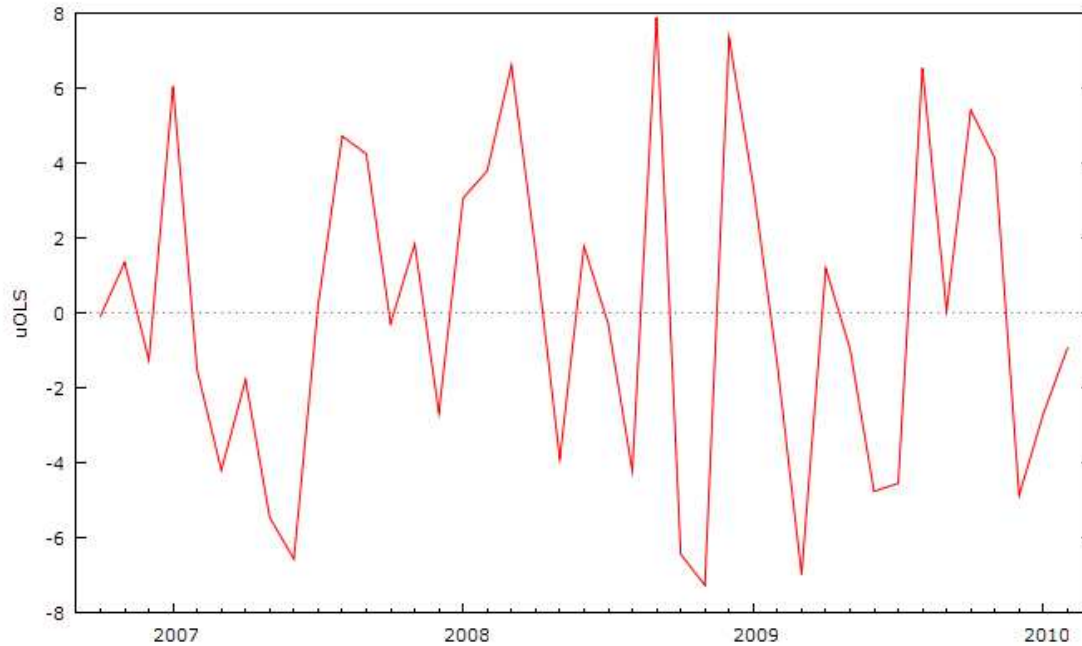
$$raNet_t = b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

A19.2.6 Test normalità sui residui del modello OLS

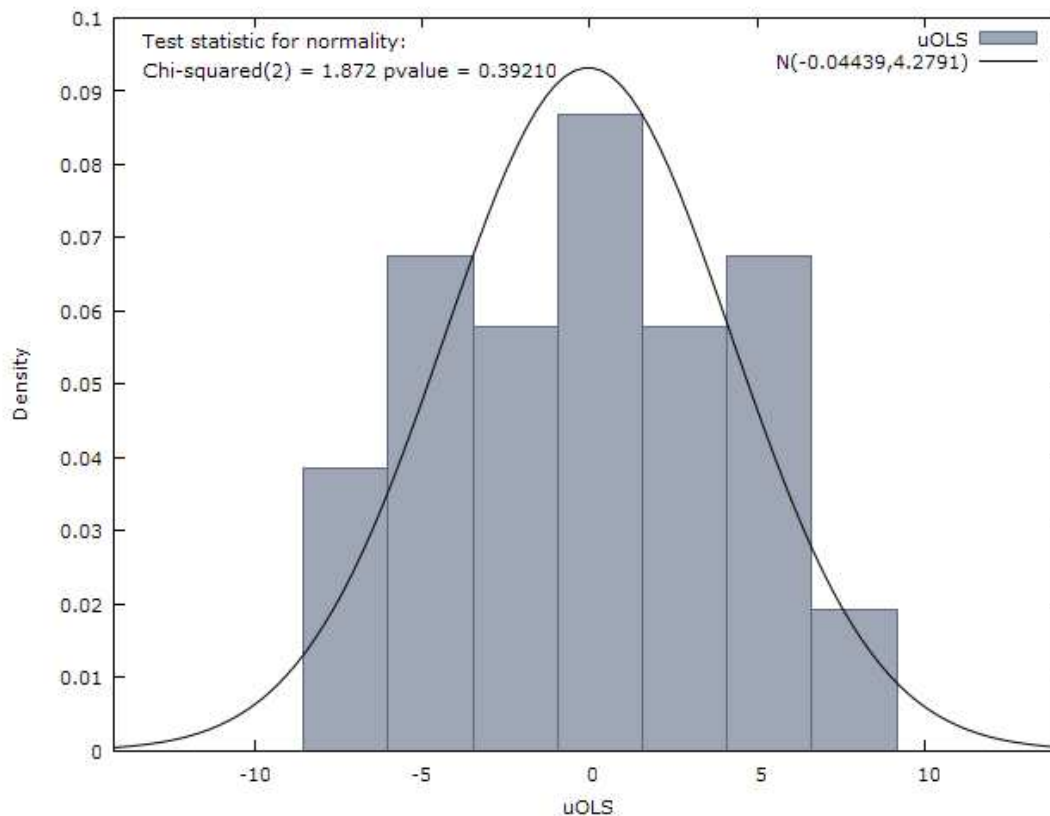
Test Normalità sui residui del modello

Test for normality of uOLS:
Doornik-Hansen test = 1.87248, with p-value 0.3921
Shapiro-Wilk W = 0.96754, with p-value 0.28588
Lilliefors test = 0.0842091, with p-value \approx 0.65
Jarque-Bera test = 1.707, with p-value 0.425921

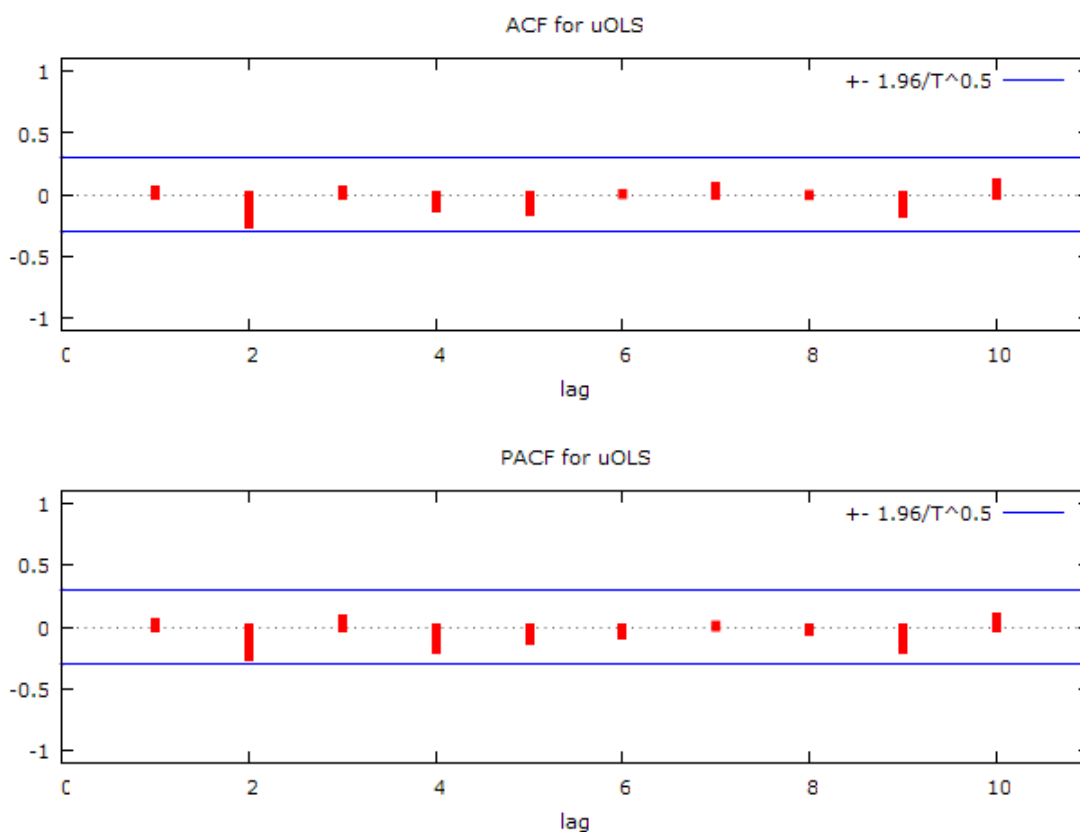
A19.2.7 Grafico andamento dei residui del modello OLS



A19.2.8 Grafico distribuzione dei residui del modello OLS



A19.2.9 Grafico del correlogramma dei residui



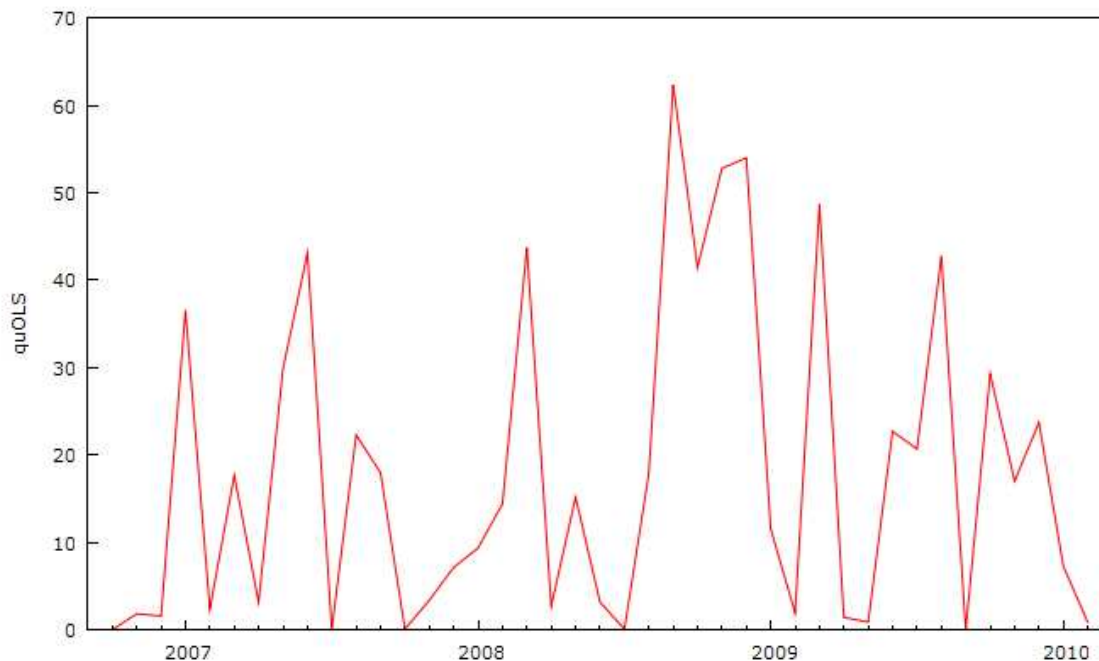
A19.2.10 Funzione di autocorrelazione dei residui del modello OLS

Funzione di autocorrelazione			
Autocorrelation function for uOLS			
LAG	ACF	PACF	Q-stat. [p-value]
1	0.0345	0.0345	0.0526 [0.819]
2	-0.2356	-0.2371	2.5621 [0.278]
3	0.0409	0.0628	2.6399 [0.451]
4	-0.1066	-0.1785	3.1814 [0.528]
5	-0.1420	-0.1097	4.1688 [0.525]
6	0.0084	-0.0580	4.1723 [0.653]
7	0.0640	0.0139	4.3846 [0.735]
8	-0.0087	-0.0363	4.3886 [0.820]
9	-0.1478	-0.1792	5.5919 [0.780]
10	0.0952	0.0847	6.1075 [0.806]

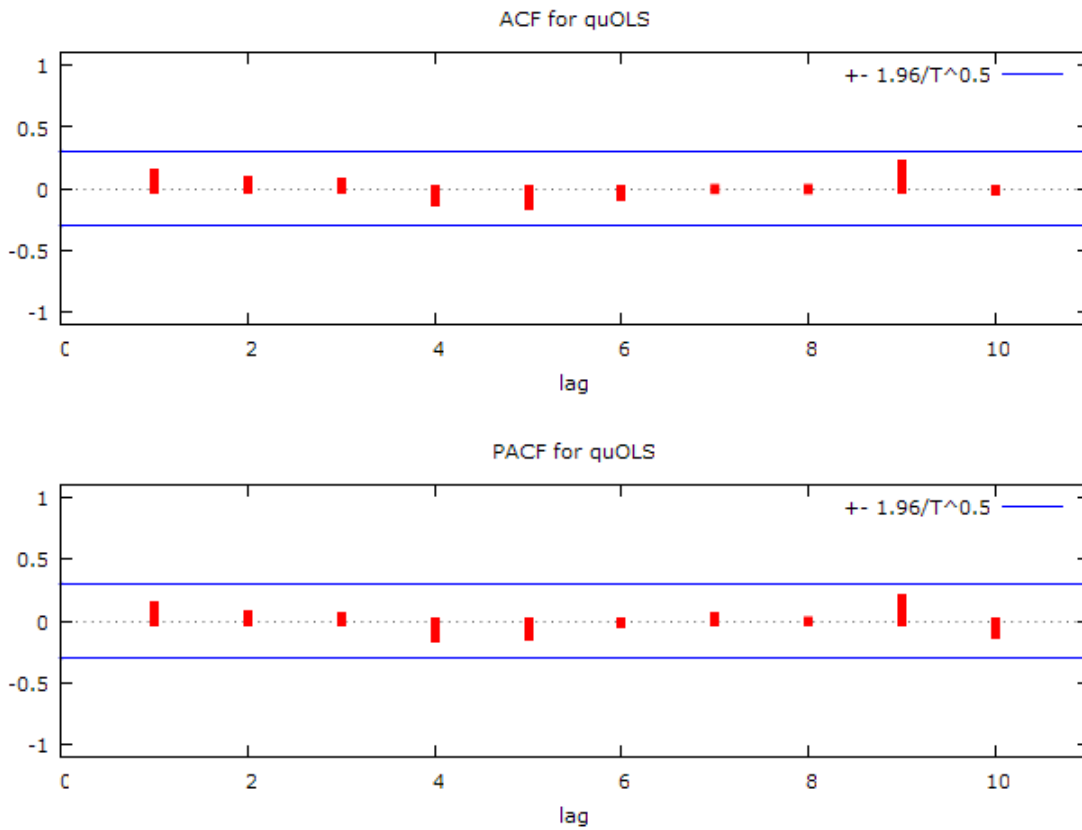
A19.2.11 Test Radice Unitaria ADF sui residui del modello OLS

Test ADF - Augmented Dickey-Fuller
Augmented Dickey-Fuller test for uOLS including one lag of (1-L)uOLS sample size 39 unit-root null hypothesis: $a = 1$
test without constant model: $(1-L)y = (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.016 estimated value of $(a - 1)$: -1.19735 test statistic: $\tau_{nc}(1) = -5.37887$ asymptotic p-value 1.163e-007
test with constant model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.017 estimated value of $(a - 1)$: -1.19726 test statistic: $\tau_c(1) = -5.30591$ asymptotic p-value 4.634e-006
with constant and trend model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0.017 estimated value of $(a - 1)$: -1.19731 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -5.23208$ asymptotic p-value 6.203e-005

A19.2.12 Grafico andamento dei quadrati dei residui dl modello OLS



A19.2.13 Grafico del correlogramma dei quadrati dei residui



A19.2.14 Funzione di autocorrelazione dei quadrati dei residui

Funzione di autocorrelazione				
Autocorrelation function for quOLS				
LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0.1273	0.1273	0.7138	[0.398]
2	0.0657	0.0503	0.9091	[0.635]
3	0.0510	0.0373	1.0296	[0.794]
4	-0.1157	-0.1322	1.6678	[0.797]
5	-0.1412	-0.1207	2.6444	[0.755]
6	-0.0669	-0.0262	2.8695	[0.825]
7	-0.0082	0.0323	2.8730	[0.896]
8	-0.0100	-0.0061	2.8783	[0.942]
9	0.1991	0.1843	5.0630	[0.829]
10	-0.0259	-0.1026	5.1010	[0.884]