



Munich Personal RePEc Archive

Systematic Risk Asymmetry of the American Real Estate Securities: Some New Econometric Evidence

De Santis, Paola and Drago, Carlo

ICCREA Banca S.p.A, Università degli studi Niccolò Cusano
Telematica Roma

22 October 2014

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/59381/>
MPRA Paper No. 59381, posted 22 Oct 2014 17:02 UTC

Asimmetria del rischio sistematico dei titoli immobiliari americani: nuove evidenze econometriche

Paola De Santis
ICCREA Banca S.p.A
pdesantis@iccrea.bcc.it

Carlo Drago
Università degli studi Niccolò Cusano Telematica Roma
c.drago@mclink.it

ABSTRACT

In questo lavoro riscontriamo un aumento del rischio sistematico dei titoli del mercato immobiliare americano nell'anno 2007 seguito da un ritorno ai valori iniziali nell'anno 2009 e si evidenzia la possibile presenza di break strutturali.

Per valutare il suddetto rischio sistematico è stato scelto il modello a tre fattori di Fama e French ed è stata studiata la relazione tra l'extra rendimento dell'indice REIT, utilizzato come proxy dell'andamento dei titoli immobiliari americani, e l'extra rendimento dell'indice S&P500 rappresentativo del rendimento del portafoglio di mercato. I risultati confermano la presenza di un "Asymmetric REIT Beta Puzzle" coerentemente con alcuni precedenti studi ed evidenziano il fatto che i titoli REIT, precedentemente considerati titoli conservativi, negli anni della crisi dei subprime si sono comportati come titoli speculativi amplificando fin quasi a raddoppiare le variazioni del premio per il rischio di mercato.

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

JEL Classification Number: C32, C51, G10, G32

1. Introduzione

L'obiettivo del paper è la verifica della presenza di una asimmetria della relazione tra i rendimenti condizionali e la varianza condizionale per i titoli immobiliari che viene analizzata tramite la verifica della costanza del coefficiente di regressione (il cosiddetto "beta") dei titoli REIT, che rappresentano dei fondi immobiliari chiusi americani, rispetto al portafoglio di mercato e tramite la verifica della presenza di cambiamenti strutturali dello stesso.

Questa asimmetria, precedentemente definita in letteratura "Asymmetric REIT-Beta Puzzle", è analizzata proponendo un'analisi basata anche sullo studio di serie storiche giornaliere più dettagliata rispetto alle precedenti ricerche.

L'analisi di queste grandezze, che rappresentano input essenziali per l'asset allocation e che sono ancora poco studiate per il mercato immobiliare e dei titoli connessi, è particolarmente interessante per via del periodo di analisi che comprende la crisi dei mutui subprime e la

relativa contrazione del mercato immobiliare, una fase di credit-crunch ed un aumento della volatilità dei rendimenti difficilmente confrontabile con scenari precedenti.

Per analizzare il rischio sistematico è stato studiato l'andamento del coefficiente di regressione (il cosiddetto "beta") del modello a tre fattori di Fama e French (1993) con il quale 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 rappresentativo del rendimento del portafoglio di mercato.

L'analisi si concentra sul mercato USA in quanto il mercato americano è particolarmente rilevante e rappresenta l'epicentro della crisi dei subprime e si riscontra l'effettiva presenza di una variazione significativa del coefficiente di regressione (il cosiddetto "beta") e di un cambiamento strutturale dello stesso.

Nella prima parte del presente lavoro si riportata una breve analisi della letteratura disponibile sull'argomento alla quale segue l'analisi della metodologia e del campione dei dati. Nella terza parte si analizza 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.

2. Review della letteratura

La presenza di una asimmetria del rischio sistematico dei titoli del mercato immobiliare è stata inizialmente individuata da Sagalyn (1990) che si accorse del fatto che i titoli Equity REIT hanno differenti rischi e proprietà nei mercati in fase di crescita ed in declino e riscontrò un alto (basso) coefficiente di regressione 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 asimmetria 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 coefficiente di regressione, 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 Runkel (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 coefficiente di regressione 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 Sing, Tsai, Chen (2012) che rilevano, contrariamente alle conclusioni di Chiang, Lee e Wisen (2004), una asimmetria nel **coefficiente di regressione** mostrando che, nei mercati in declino, lo stesso aumentava in modo significativo concludendo che la questione è ancora aperta.

Sing, Tsai, Chen (2012), rispetto ai loro predecessori, effettuano delle ipotesi leggermente diverse rispetto alle determinanti dei cambiamenti del **coefficiente di regressione**. 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.

Sing, Tsai, Chen (2012) 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 Jagannthan e Wang (1996) che il **coefficiente di regressione** 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 **coefficiente di regressione**. 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.

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).

Sing, Tsai, Chen (2012) 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.

Una ulteriore caratteristica dei titoli del comparto Real Estate evidenziata da Shilling (1990) e Glascock e Hughers (1995) e contraddetta dalle successive analisi è di presentare un rischio sistematico più basso del rischio di mercato per cui sono spesso considerati dei titoli conservativi.

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 Glacock, 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 ed hanno interpretato questa caratteristica come una conseguenza della natura di lungo termine degli investimenti nel Real Estate, che risente meno dei cambiamenti a breve termine dell'economia globale.

3. Descrizione dei dati

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).

$$1) \quad ra_t = [\ln(\text{FNERTR}_t) - \ln(\text{FNERTR}_{t-1})] * 100$$

$$2) \quad rm_t = [\ln(\text{SPX}_t) - \ln(\text{SPX}_{t-1})] * 100$$

$$3) \quad rf = \frac{US0003M_t}{A} - \frac{CPI\ YOY_t}{B}$$

in cui :

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

$B = 255$ per i dati giornalieri e $A = 12$ 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 (1993) che nel più semplice modello CAPM.

$$4) \quad raNet_t = ra_t - rf_t \quad e \quad 5) \quad rmNet_t = rm_t - rf_t$$

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 cap (tiker Bloomberg SPX Index).

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 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.

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.

$$6) \quad rs_t = [\ln(SML_t) - \ln(SML_{t-1})] * 100$$

$$7) \quad rs_t = [\ln(SPX_t) - \ln(SPX_{t-1})] * 100$$

$$8) \quad SMB_t = rs_t - rm_t$$

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.

$$9) \quad H_t = [\ln(SPXPV_t) - \ln(SPXPV_{t-1})] * 100$$

$$10) \quad L_t = [\ln(SPXPG_t) - \ln(SPXPG_{t-1})] * 100$$

$$11) \quad HML_t = H_t - L_t$$

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.

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 spuria.

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.

4. Metodologia Econometrica

Chiang, Lee e Wisen (2005) evidenziano nella loro ricerca che i risultati delle indagini sul **coefficiente di regressione** 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 (1993) 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).

$$12) \quad r_{a,t} - r_{f,t} = a + b * (r_{m,t} - r_{f,t}) + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

Dall'analisi dei dati, ed in particolare dall'analisi rolling dell'andamento del **coefficiente di regressione**, si evidenzia il fatto che la relazione tra il premio per il rischio dell'attività immobiliare ed il 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 Nareit (National Association of Real Estate Investment Trust) 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 giornalieri che per quello dei dati mensili.

L'analisi dei sottocampioni omogenei è stata affiancata all'analisi dei campioni completi che conferma la non costanza del **coefficiente di regressione** tra il rendimento dell'attività immobiliare e il rendimento di mercato ed un suo notevole incremento in corrispondenza della crisi immobiliare tuttora in corso 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 (1993) e si effettuerà **la stima dei parametri del modello di regressione lineare sia con il metodo dei minimi quadrati che con il metodo della massima verosimiglianza**. Poiché le serie storiche, ed il residuo della regressione, sono normalmente eteroschedastiche e talvolta autoregressive, alla regressione effettuata tramite il metodo dei minimi quadrati, si affiancheranno dei modelli a media condizionata e a varianza condizionata.

L'analisi rolling dell'andamento del **coefficiente di regressione**, 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.

Poiché l'andamento del **coefficiente di regressione**, 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. Risultati

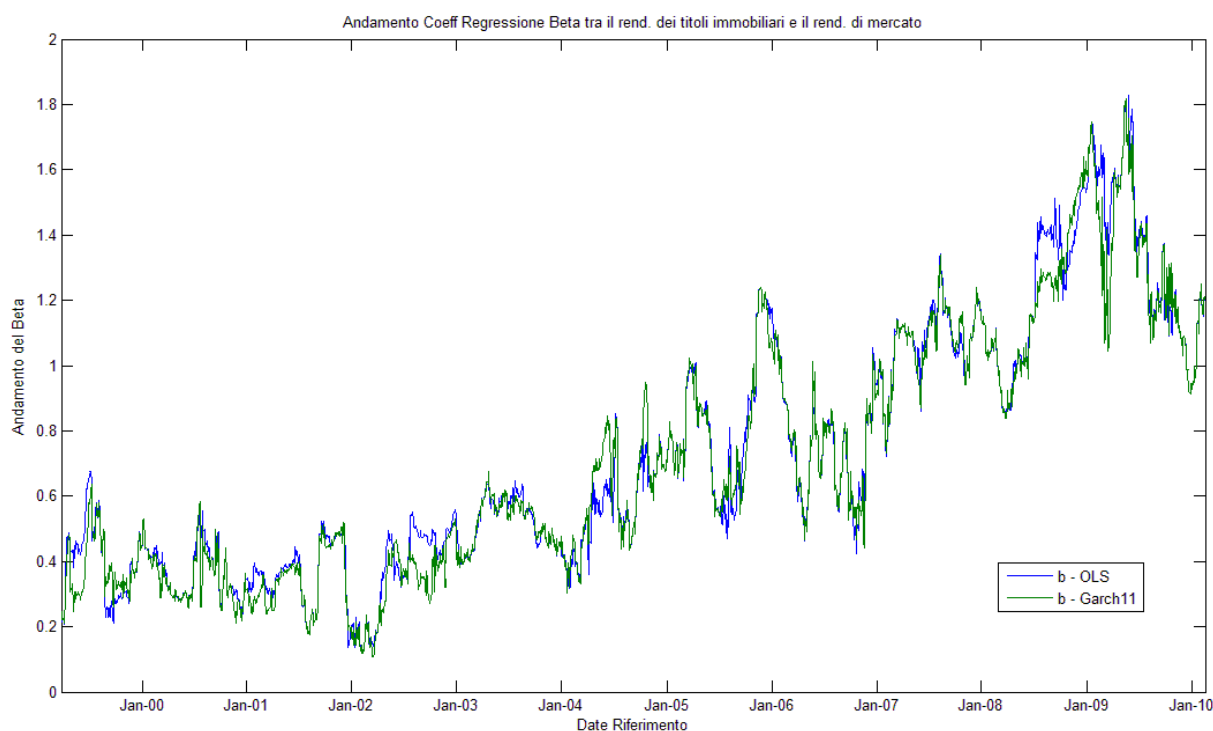
Come anticipato nella descrizione della metodologia sono stati analizzati sia un campione di dati giornalieri che un campione di dati mensili.

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 (1993) 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.

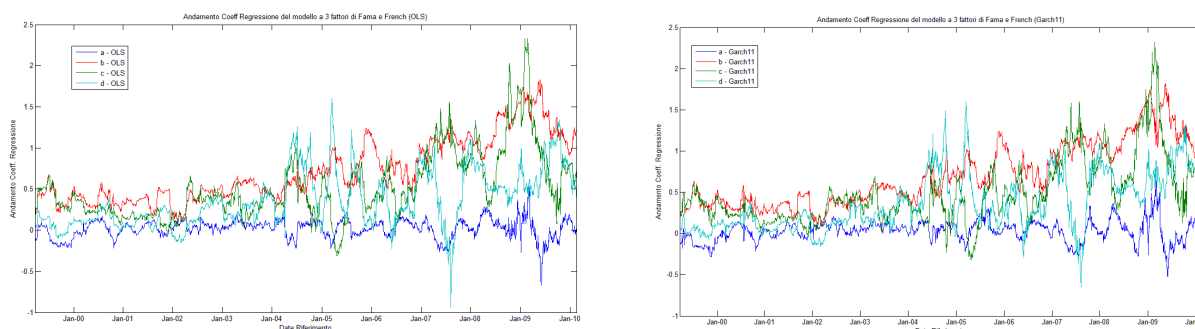
La regressione è stata effettuata tramite l'Econometrics Toolbox del software Matlab sia utilizzando il metodo di stima dei minimi quadrati (OLS) che un modello a varianza condizionata (Garch(1,1)) che consente di tener conto dell'eteroschedasticità della distribuzione dei residui.

Grafico 1: 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 coefficiente di regressione 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 (coefficiente di regressione 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 (coefficiente di regressione 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 coefficiente di regressione ha sconsigliato l'uso di modelli SwArch che presuppongono un andamento di tipo switch dei dati.

Gráfico 2: Andamento dei coefficienti di regressione nel modello a tre fattori di Fama e French tramite la regressione OLS e un modello Garch11



$$13) \quad raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

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 Garch(1,1)				
	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
a	0.0278400	0.0137407	2.026	0.0428 **
b	0.589203	0.0177521	33.19	1.48e-241 ***
c	0.412764	0.0210658	19.59	1.74e-085 ***
d	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]				

Il modello **Garch(1,1)**, stimato tramite il software **Gretel**, è risultato il più performante oltre ad essere il più parsimonioso anche confrontandolo con 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.

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 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 e diverse distribuzioni dei residui (normale N e t di Student T).

Nelle colonne sono indicati con le sigle a-b-c-d i coefficienti di regressione del modello a tre fattori di Fama e French (1993); 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	c	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

Si è preferito il modello **Garch(1,1)** 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.

Grafico 3: Andamento dei residui e dei quadrati dei residui del modello **Garch(1,1)** sul campione completo dei dati giornalieri

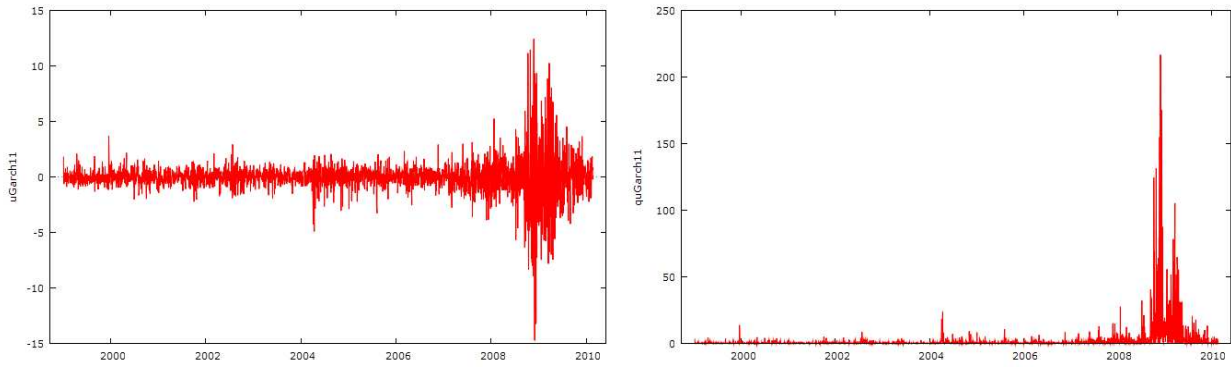


Grafico 4: Grafico Correlogramma dei residui e dei quadrati dei residui **standardizzati** del modello **Garch(1,1)** sul campione completo dei dati giornalieri

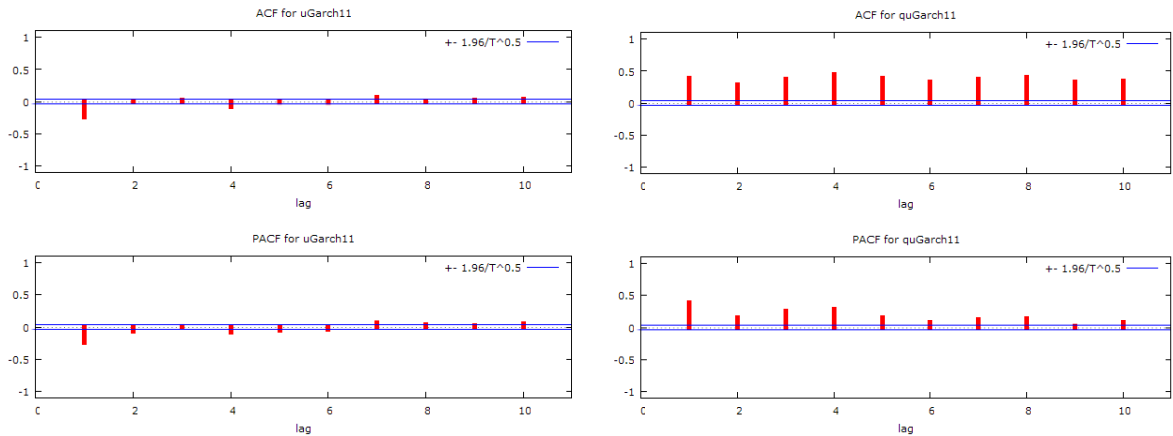


Tabella 2: Correlogramma dei residui e dei quadrati dei residui **standardizzati** del modello Best Fit sul campione dei dati giornalieri

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 ricerca. 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 (2006) 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 Quandt.

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 (1993) nei sottocampioni omogenei.

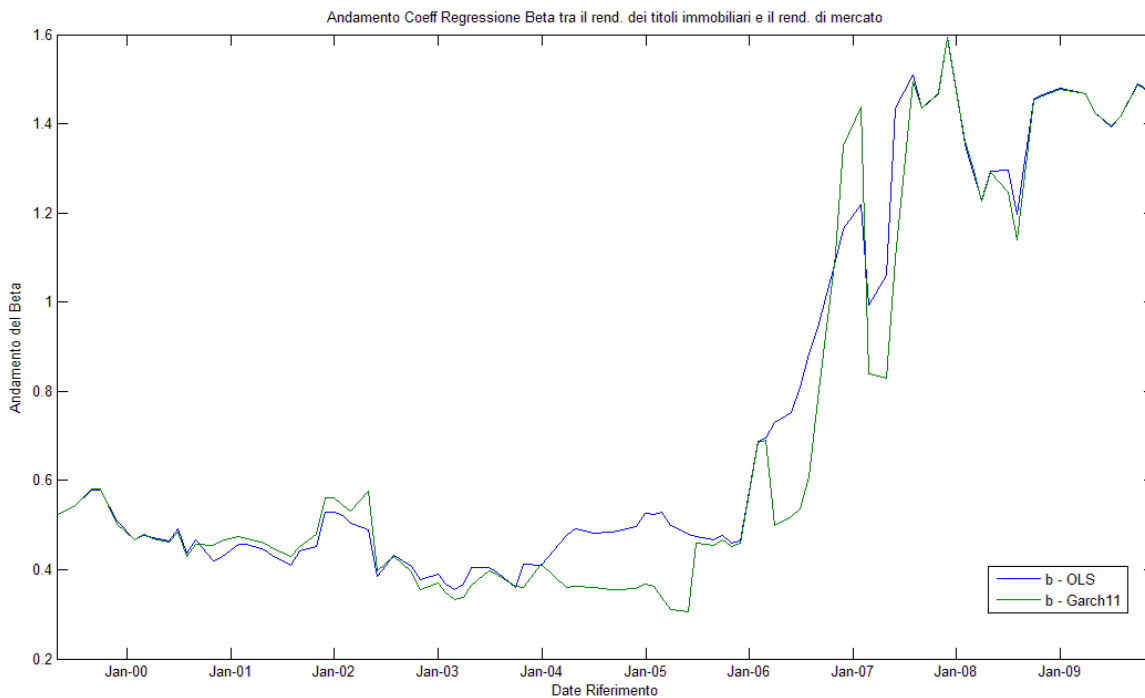
Tabella 4: Stima del modello nei sottocampioni omogenei giornalieri

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 Arl-Arch1	a	0.25371	0.0075433	33.6333	0.00000 ***
	b	0.34281	0.016722	20.4998	0.00000 ***
	c	0.23845	0.021485	11.0983	0.00000 ***
	d	0.10291	0.010922	9.4218	0.00000 ***
	ARCH (1)	0.16398	0.035595	4.6069	0.00000 ***
	AR (1)	0.19256	0.032214	5.9775	0.00000 ***
Sottocampione S2 Dal 19 Gennaio 2002 al 7 Aprile 2004 Modello Best Fit Arl	a	-0.150556	0.0354391	-4.248	2.15e-05 ***
	b	0.342050	0.0321320	10.65	1.84e-026 ***
	c	0.269263	0.0342704	7.857	3.93e-015 ***
	d	0.131467	0.0197031	6.672	2.52e-011 ***
	AR (1)	0.212075	0.0477352	4.443	8.88e-06 ***

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	a	0.288441	0.0319465	9.029	1.70e-018 ***
	b	0.404831	0.0225358	17.96	1.63e-059 ***
	c	0.265888	0.0261701	10.16	1.07e-022 ***
	d	0.147893	0.0149301	9.906	1.01e-021 ***
	ARCH(1)	0.121032	0.0375239	3.225	0.0013 ***
Sottocampione S4 Dal 6 Febbraio 2007 Al 22 Maggio 2007 Modello Best Fit OLS	b	0.438034	0.0761338	5.753	2.20e-07 ***
	c	0.482454	0.0856642	5.632	3.57e-07 ***
	d	0.213704	0.0504168	4.239	6.84e-05 ***
Sottocampione S5 Dal 23 Maggio 2007 al 5 Settembre 2007 Modello Best Fit OLS	b	0.438034	0.0761338	5.753	2.20e-07 ***
	c	0.482454	0.0856642	5.632	3.57e-07 ***
	d	0.213704	0.0504168	4.239	6.84e-05 ***
Sottocampione S6 Dal 6 Settembre 2007 Al 19 Dicembre 2007 Modello Best Fit OLS	b	0.433915	0.0745727	5.819	1.57e-07 ***
	c	0.471250	0.0828102	5.691	2.64e-07 ***
	d	0.212165	0.0495916	4.278	5.78e-05 ***
Sottocampione S7 Dal 20 Dicembre 2007 Al 14 Aprile 2008 Modello Best Fit OLS	b	0.429225	0.0745998	5.754	1.91e-07 ***
	c	0.455339	0.0824579	5.522	4.88e-07 ***
	d	0.204463	0.0493438	4.144	9.09e-05 ***
Sottocampione S8 Dal 15 Aprile 2008 Al 22 Febbraio 2010 Modello Best Fit Ar1	a	-0.155055	0.0346629	-4.473	7.70e-06 ***
	b	0.336680	0.0312523	10.77	4.62e-027 ***
	c	0.262437	0.0329986	7.953	1.82e-015 ***
	d	0.126027	0.0192884	6.534	6.41e-011 ***
	AR(1)	0.210981	0.0468037	4.508	6.55e-06 ***

Anche l'analisi dei sottocampioni omogenei conferma il cambiamento del **coefficiente di regressione** nel tempo anche se meno accentuato rispetto al cambiamento evidenziato dall'analisi rolling. Anche l'analisi del campione mensile conferma la variazione del **coefficiente di regressione** 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 (1993), evidenziando un aumento del **coefficiente di regressione** 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 **cosiddetto "beta"**) nel modello a tre fattori di Fama e French (1993). Nel grafico seguente si può agevolmente evidenziare che il **coefficiente di regressione** 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.

Grafico 5: Andamento del beta (coefficiente di regressione tra il premio per il rischio dell'attività immobiliare e quello di mercato) rolling

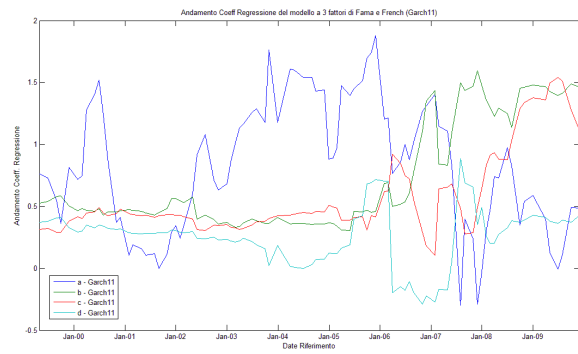
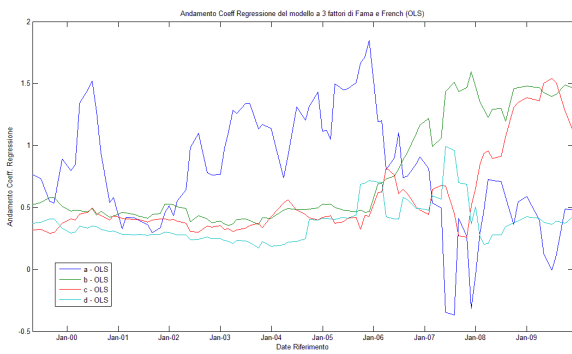


Anche in questo caso si può concludere che i titoli Reit sono passati da titoli fondamentalmente conservativi, che riflettevano solamente una parte delle variazioni del rendimento di mercato, a titoli altamente speculativi che amplificano le variazioni di rendimento di mercato.

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 **coefficiente di regressione** ha sconsigliato l'uso di modello SwArch che presuppone un andamento di tipo switch dei dati.

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.

Grafico 6: Andamento dei coefficienti di regressione nel modello di Fama e French tramite la regressione OLS e un modello **Garch(1,1)**



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, il più efficace e parsimonioso tra i modelli a varianza condizionata considerati.

$$14) \quad raNet_t = a + b * rmNet_t + c * SMB_t + d * HML_t + e_t$$

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
a	0.8083	0.042835	18.8700	0.00000 ***
b	0.49551	0.060017	8.2562	0.00000 ***
c	0.42346	0.032188	13.1561	0.00000 ***
d	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 7: Andamento dei residui e dei quadrati dei residui del modello Arch1 con distribuzione del processo generatore dei dati t di student

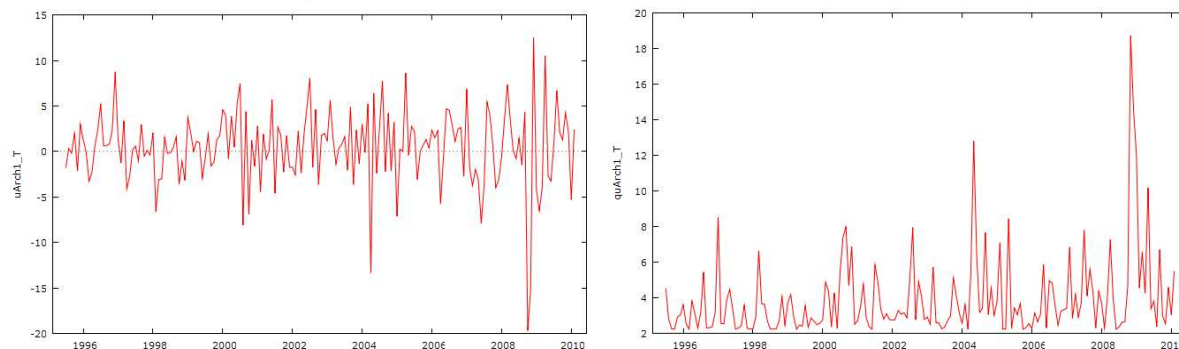


Grafico 8: Grafico dei correlogrammi dei residui e dei quadrati dei residui **standardizzati** del modello Arch1 (dist Student-t) sul campione dei dati mensili

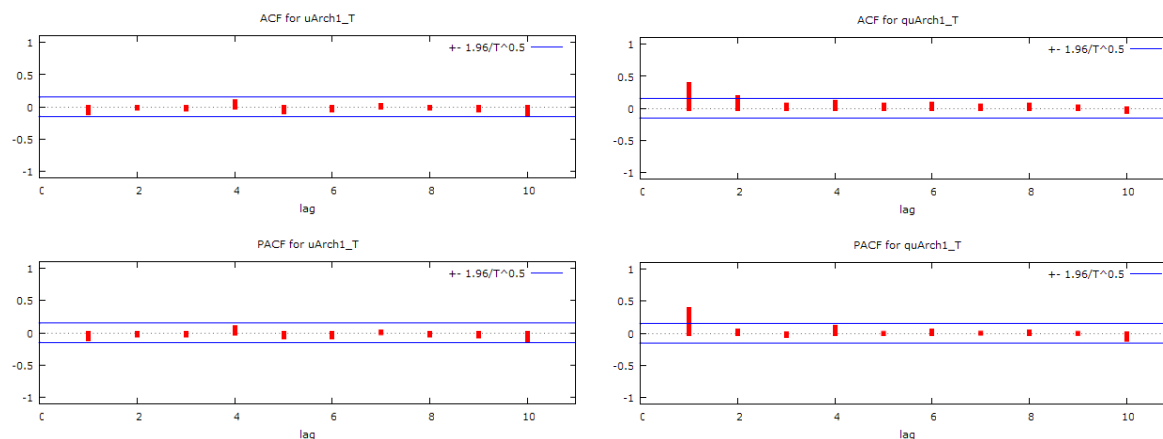


Tabella 6: Correlogrammi dei residui e dei quadrati dei residui della stima del modello sul campione dei dati mensili

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 Quandt. 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.

Si riporta di seguito, in modo molto sintetico, il risultato della stima del modello di Fama e French (1993) nei sottocampioni omogenei.

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 Ar1 (Dist sott t di Student)	β_1	5	0.92545	5.4028	0.00000 ***
	β_2	0.8083	0.042835	18.8700	0.00000 ***
	β_3	0.49551	0.060017	8.2562	0.00000 ***
	β_4	0.42346	0.032188	13.1561	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	β_1	0.499988	0.0730765	6.842	2.65e-010 ***
	β_2	0.406234	0.0762521	5.328	4.17e-07 ***
	β_3	0.273552	0.0514684	5.315	4.42e-07 ***
Sottocampione S2 Da 2006:10 a 2010:02 Modello Best Fit OLS	β_1	1.32406	0.139046	9.522	1.31e-011 ***
	β_2	1.45528	0.281036	5.178	7.60e-06 ***
	β_3	0.285362	0.145880	1.956	0.0578 *

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

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

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.

7. Conclusioni

I risultati proposti evidenziano una variazione significativa del **coefficiente di regressione** 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 anche utilizzando un modello a tre fattori di Fama e French (1993).

Si individua quindi un contrasto con la precedente analisi di Chiang, Lee e Wisien (2004) e conferma l'asimmetria del **coefficiente di regressione** individuata precedentemente da Sagalin (1990) e da Chatran, Liang e MacIntosh (2000)

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 (1993) confermata dall'analisi dei sottocampioni omogenei ottenuti individuando tramite il test di Quandt i punti di break strutturale.

La variazione del **coefficiente di regressione** 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.

Il **coefficiente di regressione** 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.

Si evidenzia inoltre un cambiamento del comportamento dei titoli immobiliari che passano dal poter essere considerati titoli conservativi al poter essere considerati titoli speculativi.

8. Bibliografia

- Altissimo, F., & Corradi, V. (2003). Strong rules for detecting the number of breaks in a time series. *Journal of Econometrics*, 117(2), 207-244.
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 47-78.
- Bai, J. (1999). Likelihood ratio tests for multiple structural changes. *Journal of Econometrics*, 91(2), 299-323.
- Black, S. W. (1976). Rational response to shocks in a dynamic model of capital asset pricing. *The American economic review*, 767-779.
- Benjamin, J. D., Sirmans, S. G., & Zietz, E. N. (2001). Returns and risk on real estate and other investments: more evidence. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 7(3), 183-214.
- Beyer, A., Haug, A. A., & Dewald, W. G. (2009). *Structural breaks, cointegration and the Fisher effect* (No. 1013).
- Bredin, D., O'Reilly, G., & Stevenson, S. (2007). Monetary shocks and REIT returns. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 35(3), 315-331.
- Brown, G. R., & Ong, S. E. (2001). Estimating serial cross-correlation in real estate returns. *Managerial and Decision Economics*, 22(7), 381-387.
- Case, B., Goetzmann, W. N., & Rouwenhorst, K. G. (2000). *Global real estate markets-cycles and fundamentals* (No. w7566). National bureau of economic research.
- Chatrath, A., Liang, Y., & McIntosh, W. (2000). The asymmetric REIT-beta puzzle. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 6(2), 101-111. 1
- Chiang, K. C., Lee, M. L., & Wisen, C. H. (2004). Another look at the asymmetric REIT-beta puzzle. *Journal of Real Estate Research*, 26(1), 25-42.
- Chiang, K. C., Lee, M. L., & Wisen, C. H. (2005). On the time-series properties of real estate investment trust betas. *Real Estate Economics*, 33(2), 381-396.
- Cotter, J., & Stevenson, S. (2007). Uncovering volatility dynamics in daily REIT returns. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 13(2), 119-128.
- Cotter, J., & Stevenson, S. (2006). Multivariate modeling of daily REIT volatility. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 32(3), 305-325.
- Christie, A. A. (1982). The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects. *Journal of financial Economics*, 10(4), 407-432.
- Devaney, M. (2001). Time varying risk premia for real estate investment trusts: A GARCH-M model. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(3), 335-346.
- Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *The journal of finance*, 48(5), 1749-1778.
- Faff, R. (2001). An examination of the Fama and French three-factor model using commercially available factors. *Australian Journal of Management*, 26(1), 1-17.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1995). Size and book-to-market factors in earnings and returns. *The Journal of Finance*, 50(1), 131-155.
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The journal of finance*, 51(1), 55-84.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: theory and evidence. *Journal of Economic Perspectives*, 25-46.
- Fogler, H. R., Granito, M. R., & Smith, L. R. (1985). A theoretical analysis of real estate returns. *The Journal of Finance*, 40(3), 711-719.

- Glascok, J. L., & Hughes, W. T. (1995). NAREIT identified exchange listed REITs and their performance characteristics: 1972-1991. *Journal of Real Estate Literature*, 3(1), 63-83.
- Glascok, J. L., Michayluk, D., & Neuhauser, K. (2004). The riskiness of REITs surrounding the October 1997 stock market decline. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 28(4), 339-354.
- Getmansky, M., Lo, A. W., & Makarov, I. (2004). An econometric model of serial correlation and illiquidity in hedge fund returns. *Journal of Financial Economics*, 74(3), 529-609.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
- Jagannathan, R., & Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *The Journal of Finance*, 51(1), 3-53.
- Jagannathan, R., & Wang, Z. (1996). The conditional CAPM and the cross-section of expected returns. *The Journal of Finance*, 51(1), 3-53.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384.
- Hamilton, J. D., & Susmel, R. (1994). Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime. *Journal of Econometrics*, 64(1), 307-333.
- Hamelink, F., & Hoesli, M. (2004). What factors determine international real estate security returns?. *Real Estate Economics*, 32(3), 437-462.
- Howe, J. S., & Shilling, J. D. (1990). REIT advisor performance. *Real Estate Economics*, 18(4), 479-500.
- Huang, Da, Hansheng Wang, and Qiwei Yao. "Estimating GARCH models: when to use what?" *The Econometrics Journal* 11.1 (2008): 27-38.
- Lai, T. L., & Xing, H. (2006). *Structural change as an alternative to long memory in financial time series* (Vol. 20, pp. 205-224). Emerald Group Publishing Limited.
- Li, Y., & Wang, K. (1995). The predictability of REIT returns and market segmentation. *Journal of Real Estate Research*, 10(4), 471-482.
- Liow, K. H. (2007). The dynamics of return volatility and systematic risk in international real estate security markets. *Journal of Property Research*, 24(1), 1-29.
- Lizieri, C., & Ward, C. (2000). Commercial real estate return distributions: a review of literature and empirical evidence.
- Maekawa, K., Lee, S., & Tokutsu, Y. (2005). A note on volatility persistence and structural changes in garch models. *Faculty of Economics, University of Hiroshima*.
- Mark, C. S., & Asieh, M. (2005). Real estate in the real world: Dealing with non-normality and risk in an asset allocation model. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 11(1), 37-53.
- Mills, T. C., & Markellos, R. N. (2008). *The econometric modelling of financial time series*. Cambridge University Press.
- Najand, M., Yan, C., & Fitzgerald, E. (2006). The conditional CAPM and time varying risk premium for equity REITs. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 12(9), 167-176.
- Nelling, E., & Gyourko, J. (1998). The predictability of equity REIT returns. *Journal of Real Estate Research*, 16(3), 251-268.
- Perron, P. (2006). Dealing with structural breaks. *Palgrave handbook of econometrics*, 1, 278-352.
- Sampagnaro, G., & Porzio, C. (2005). Real Estate Investments: The Case of Italian Market. Available at SSRN 1105432.
- Sagalyn, L. B. (1990). Real estate risk and the business cycle: evidence from security markets. *Journal of Real Estate Research*, 5(2), 203-219.

- Sensier, M., & Van Dijk, D. (2004). Testing for volatility changes in US macroeconomic time series. *Review of Economics and Statistics*, 86(3), 833-839.
- Serrano, C., & Hoesli, M. (2007). Forecasting EREIT returns. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 13(4), 293-310.
- Sing, T. F., Tsai, I. C., & Chen, M. C. (2012). Volatility Persistence in Equity REIT Market. Available at SSRN 1079591.
- Timmermann, A., & Granger, C. W. (2004). Efficient market hypothesis and forecasting. *International Journal of Forecasting*, 20(1), 15-27.
- Zeileis, A., Kleiber, C., Krämer, W., & Hornik, K. (2003). Testing and dating of structural changes in practice. *Computational Statistics & Data Analysis*, 44(1), 109-123.

Siti Internet

www.reit.com
www.djindexes.com
www.mathworks.it
www.ssrn.com
www.standardandpoors.com