

Dipartimento di Impresa e Management

Cattedra di Statistica

Modello di pricing multifattoriale
applicato al mercato azionario italiano:
regressione Fama-MacBeth e per dati Panel
a confronto

RELATORE

CHIAR.MA PROF.SSA

LIVIA DE GIOVANNI

CANDIDATO

ANDREA CANTISANI

MATR. 169121

ANNO ACCADEMICO

2013/2014

a Carola

INDICE

| | |
|----------------------------------------------------|----|
| Introduzione | 5 |
| | |
| Capitolo 1 Nozioni preliminari | |
| 1.1 Il legame rischio-rendimento | 7 |
| 1.2 La Modern Portfolio Theory | 12 |
| 1.2.1 La Portfolio Selection | 12 |
| 1.2.2 Il Capital Asset Pricing Model | 14 |
| 1.2.3 Il Market Model | 18 |
| 1.2.4 L'Arbitrage Pricing Theory | 20 |
| 1.3 Modelli di asset pricing in letteratura | 23 |
| 1.3.1 Verifiche empiriche del CAPM | 23 |
| 1.3.2 Verifiche empiriche dell'APT | 26 |
| 1.3.3 Il modello Chen, Ross e Roll (1986) | 29 |
| | |
| Capitolo 2 La metodologia | |
| 2.1 Il modello di regressione lineare multivariata | 33 |
| 2.2 Il modello di regressione Fama-MacBeth | 38 |
| 2.3 I modelli di regressione con Dati Panel | 41 |

Capitolo 3 Applicazione del modello

| | |
|--------------------------------------------------------|-----|
| 3.1 Dati del modello | 44 |
| 3.1.1 Profondità e ampiezza dell'analisi | 44 |
| 3.1.2 Le variabili indipendenti | 46 |
| 3.1.3 Le variabili dipendenti: i titoli e i portafogli | 61 |
| 3.2 Applicazione del modello di regressione ai dati | 65 |
| 3.2.1 Stima dei beta delle variabili indipendenti | 65 |
| 3.2.2 Regressione Fama-MacBeth | 70 |
| 3.2.3 Regressione per Dati Panel | 78 |
| 3.2.4 Confronto con i risultati sul mercato inglese | 85 |
| Conclusioni | 90 |
| Appendice | 92 |
| Bibliografia | 100 |
| Ringraziamenti | 103 |

Introduzione

Lo studio delle forze economiche che determinano l'andamento dei titoli azionari quotati sui mercati borsistici è, da sempre, oggetto di forte attenzione per investitori, ricercatori e analisti. I potenziali benefici che derivano da tale interesse si muovono nelle più svariate direzioni: in particolare risalto vi è la possibilità di anticipare i cambiamenti di mercato e definire, quindi, operativamente portafogli di titoli che sappiano meglio rispondere a tali cambiamenti congiunturali. La teoria economica e le scienze statistiche predispongono un'insieme di tecniche, strumenti e modelli che, se utilizzati nei giusti modi e se considerati correttamente, permettono non solo di raggiungere interessanti risultati in termini quantitativi, ma anche, a mio avviso molto più rilevante, di porsi le giuste domande. Infatti, in un mondo sempre più complesso e imprevedibile come quello che stiamo vivendo in questi ultimi tempi, la capacità di osservare i fenomeni economici e interrogarsi su di essi è il miglior modo per dare risposte significative e ottenere risultati soddisfacenti.

Questo lavoro ha come obiettivo, dunque, non solo la definizione e l'accettazione o meno di un modello di pricing multifattoriale, ma anche l'individuazione delle linee di significato che hanno caratterizzato gli eventi passati verificatisi in Italia dal 2009 al 2013: si cercherà di cogliere il processo di mutamento del contesto economico che è stato oggetto, nel periodo in esame, di forti turbolenze e shock internazionali. In un'ottica di completezza, questo lavoro è da considerarsi parallelo alla tesi di laurea del candidato Dario Alessandro matricola 172271, sviluppata con riferimento al mercato inglese. L'intenzione da noi perseguita è quella di allargare, quanto più possibile, lo spettro di indagine in due direzioni: profondità e ampiezza.

In questo lavoro, infatti, verrà esposta un'analisi statistica sul mercato italiano attraverso due metodologie differenti, quali la regressione Fama-MacBeth e la regressione per Dati Panel (profondità). Altresì, avremo modo di confrontare i risultati ottenuti con quelli derivanti dall'analisi parallela condotta sul mercato azionario inglese (ampiezza). Le domande che ci porremo saranno principalmente

incentrate sul modo in cui i titoli quotati sul singolo mercato in esame hanno reagito a particolari stimoli macroeconomici e su come le reazioni a questi stimoli si siano modificate nel corso del tempo. Inoltre, grazie al duplice punto di osservazione, sia sulla Borsa Italiana che sul London Stock Exchange, avremo la possibilità di confrontare i risultati ottenuti dalle due ricerche e definire i punti di convergenza e/o di discordanza. Per fare ciò, saremo aiutati da una comune e affine standardizzazione dell'analisi, che prenderà in esame i medesimi archi temporali, le medesime variabili macroeconomiche e le medesime metodologie di analisi.

Capitolo 1 Nozioni preliminari

In questo capitolo analizzeremo alcuni concetti nozionali di stampo economico - finanziario ed alcuni modelli quantitativi di pricing, necessari alla determinazione finale del modello multifattoriale che andremo ad utilizzare nel corso della nostra analisi. In particolare, nelle pagine che seguiranno: introdurremo il concetto di rischio-rendimento e il concetto di premio per il rischio; definiremo le tappe fondamentali che hanno portato alla formulazione dell'Arbitrage Pricing Theory, partendo dalla Portfolio Selection di Markowitz e considerando il Capital Asset Pricing Model e il Market Model, dove l'unico fattore preso in considerazione, ai fini della regressione, è il portafoglio di mercato nel primo e l'indice di mercato nel secondo; alla fine del capitolo, per completezza, discuteremo di alcuni modelli di regressione multifattoriali, famosi in letteratura, con particolare attenzione al modello di Chen, Ross e Roll del 1986, da noi ripreso e testato sul mercato azionario di riferimento.

1.1 Il legame rischio-rendimento

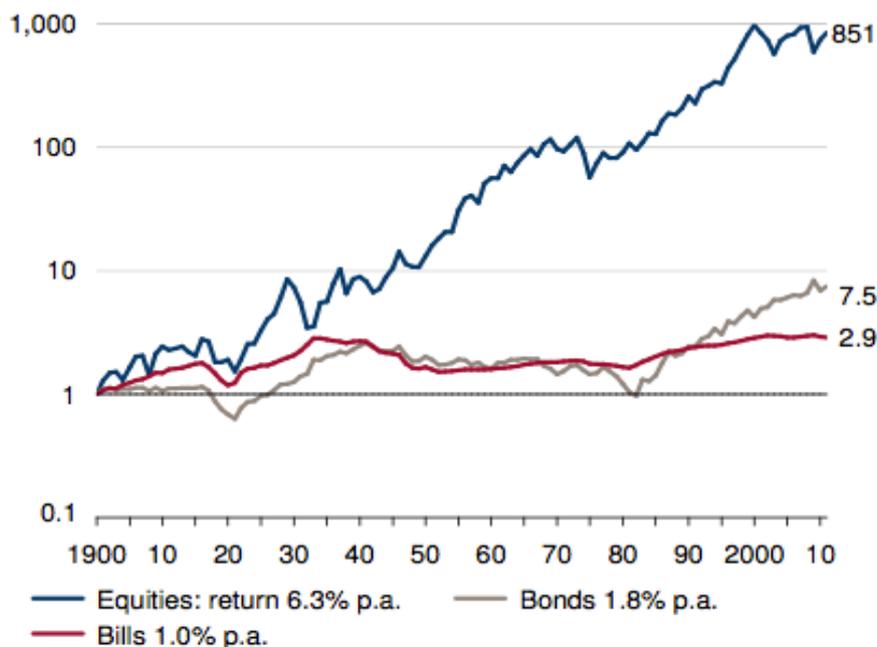
Non possiamo non iniziare questa ricerca con un'introduzione circa le dinamiche economico-finanziarie che caratterizzano le azioni di tutti gli investitori, analisti o ricercatori che operano sui mercati finanziari. Infatti, sia il piccolo risparmiatore, che investe i suoi risparmi in buoni del tesoro a basso rischio, sia la grande banca di investimento, che persegue rendimenti consistenti sui mercati internazionali, sono soggetti ad una comune e singola regola, che vale per tutte le attività economiche: maggiore è il rischio di un'operazione, maggiore sarà il rendimento richiesto dall'investitore. Questo inscindibile legame fra rischio-rendimento va, senza ombra di dubbio, posto alla base di ogni successiva valutazione ed interpretazione di qualsiasi fenomeno economico osservato. Ma cos'è il rischio? Definito il rendimento atteso di un titolo come r_m , possiamo, introdurre il concetto di varianza, come misura sintetica di rischio:

$$\sigma^2 = 1/n \sum (r_i - r_m)^2$$

Il rischio associato ad un titolo, dunque, sarà tanto maggiore quanto maggiori saranno gli scostamenti dei rendimenti effettivi dal corrispettivo valore atteso.

In “Triumph of the Optimism: 101 Years of Investment Returns” (2002) e in “Equity premia around the world” (2011), Dimson E., Marsh P. e Staunton M. hanno condotto uno studio sui rendimenti del mercato azionario e obbligazionario in 19 paesi, riscontrando forte evidenza empirica a favore di quella che è la relazione fra un investimento remunerativo e il suo corrispettivo livello di rischio. Come riportato nella Figura 1.1, ipotizzando di aver investito 1\$ nel mercato americano all’inizio del 1900, reinvestendo tutti i dividendi e interessi incassati, il rendimento ottenuto nel mercato azionario (equities) risulta essere molto più consistente di quello ottenuto nel mercato obbligazionario (bonds) e nel mercato dei titoli di stato a breve termine (bills).

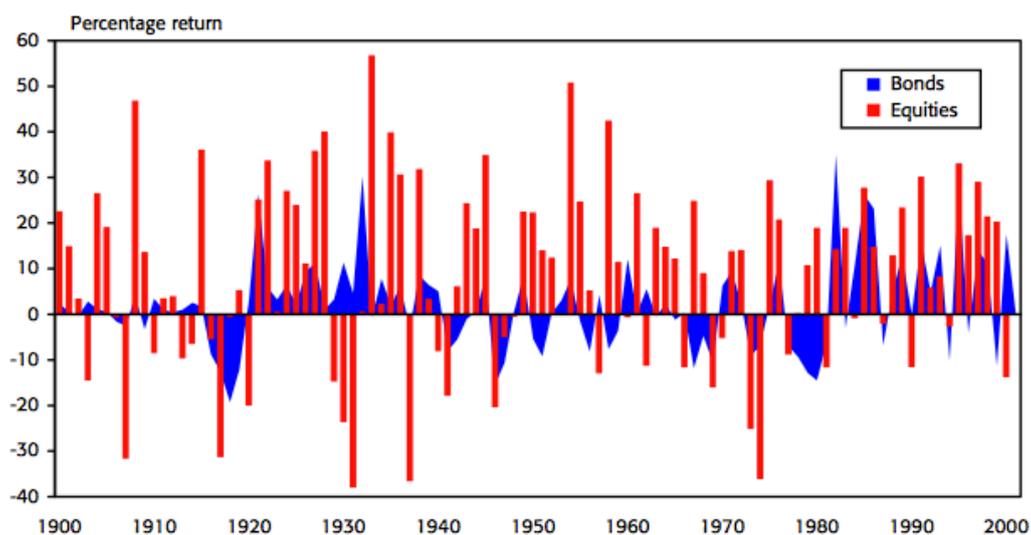
Figura 1.1 - Rendimenti azionari, obbligazionari e di titoli di stato in termini reali, ipotizzando l’investimento di 1 \$ all’inizio del 1900 nel mercato USA¹



¹ Fonte: Dimson, E. Marsh, P., Staunton, M., opera citata

Da dove deriva tale disparità di rendimenti? Nella Figura 1.2 sono evidenziati i rendimenti annuali conseguiti sul mercato azionario e obbligazionario. Risulta evidente che l'elevata remunerazione dell'investimento in azioni è controbilanciato da una forte variabilità dello stesso.

Figura 1.2 - Rendimenti annuali su mercato azionario e obbligazionario. USA 1900-2000²



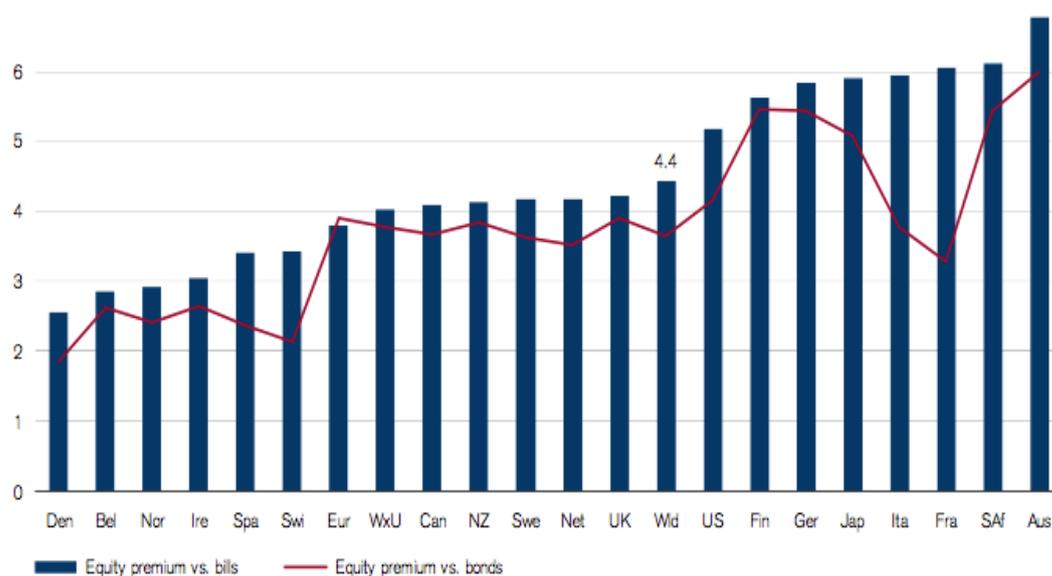
Tale risultato non stupisce affatto se consideriamo che il rischio sostenuto in un investimento in Equities differisce in maniera più che considerevole da quello sostenuto in un investimento in Bills. La natura stessa dell'investimento azionario giustifica gli elevati rendimenti potenziali ad esso associati: fornire capitale a titolo di rischio espone in maniera considerevole al rischio di perdere completamente il capitale investito; d'altro canto, fornire capitale a titolo di debito, attraverso un investimento obbligazionario, posiziona il prestatore di fondi in una situazione economica, e anche giuridica, meno rischiosa e più tutelata.

² Fonte: Dimson E., Marsh P., Staunton M., «Triumph of the Optimism: 101 Years of Investment Returns», *Princeton University Press*, Princeton, NJ, 2002

Tale scostamento medio del rendimento azionario è ancora più evidente se confrontato con i rendimenti da investimento in titoli di stato a breve termine, a basso rischio di default, detti anche risk-free.³ Definiamo dunque il premio per il rischio di mercato come differenza fra il rendimento nominale delle azioni e il rendimento nominale dei titoli risk-free.

La Figura 1.3 mostra i premi per il rischio annualizzati nel periodo 1900-2010 in differenti economie mondiali. Il premio per il rischio medio Worldwide risulta essere pari a 4,4%, con quello italiano sopra la media mondiale, leggermente inferiore al 6%.

Figura 1.3 - Equity risk premium rispetto a bills e bond, per differenti paesi, 1900-2010⁴



Per quanto concerne il mero rischio associato al settore azionario, è necessaria la specificazione di due fondamentali componenti del rischio totale:

- rischio specifico;
- rischio sistematico.

³ Si sottolinea che tale dicitura risulta essere oggetto di una convenzione, in quanto, anche a seguito della crisi dei debiti sovrani del 2010 in Europa, è apparso evidente che i titoli di stato sono tutt'altro che privi di rischio.

⁴ Fonte: Dimson E., Marsh P., Staunton M., *op.cit.*

Il rischio specifico è la componente imputabile solo ed esclusivamente all'impresa emittente delle azioni, e per tale motivo, correlata con la dimensione economico-finanziaria della stessa. Il rischio sistematico, al contrario, è la componente di rischio associata all'intero sistema economico e per tale motivo, comune a più titoli azionari e a diverse classi di asset.

E' dimostrabile, in un'ottica di gestione di portafoglio, che la diversificazione dell'investimento riduce la componente di rischio specifico del portafoglio, diminuendone lo scarto quadratico medio e quindi il rischio sostenuto dall'investitore. Tali procedure di gestione del rischio di portafoglio e di diversificazione efficiente sono state oggetto degli studi, primi fra tutti, di Henry Markowitz, e verranno presentate nel paragrafo successivo.

1.2 La Modern Portfolio Theory

1.2.1 La Portfolio Selection

Harry Markowitz condusse, nella seconda metà del XX secolo, studi pionieristici nel campo della teoria della finanza, contribuendo in maniera decisiva alla formulazione della *Modern Portfolio Theory*. In un noto articolo del 1952 “Portfolio Selection” e successivamente in una sua celebre opera del 1959 “Portfolio selection and efficient diversification of investment”, Markowitz ci introduce al concetto di analisi di portafoglio, ben diversa dall’analisi delle singole securities, evidenziando quelle che sono le sue assunzioni alla base del modello:

- il rischio è diversificabile. Da come è possibile intendere dalla sue stesse parole, “a salient feature of security investment is the correlation among security returns”⁵. In altre parole, sfruttando la correlazione σ_{ij} , non necessariamente perfetta, che intercorre fra i rendimenti individuali dei titoli, è possibile diversificare il rischio. Questo è evidente considerando la formula della varianza di portafoglio, per cui:

$$\sigma_p = \sqrt{(\sum \sum X_i X_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij})}$$

- Le scelte degli investitori sono mosse in virtù di due parametri: il rendimento atteso $E(r_p)$ e lo scarto quadratico medio σ , misura del rischio di scostamento del rendimento effettivo dal rendimento atteso. Con il rendimento atteso del portafoglio calcolato come media ponderata dei rendimenti dei singoli titoli, usando come pesi, i pesi X_i dei singoli titoli:

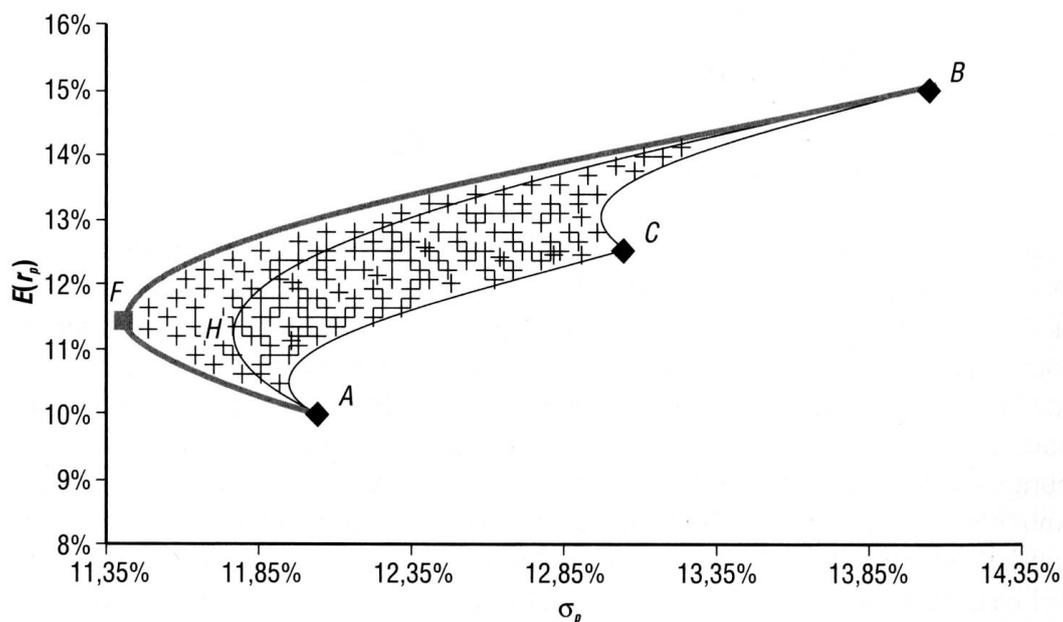
$$E(r_p) = \sum X_i E(r_i)$$

⁵ Markowitz, H.M., *Portfolio Selection. Efficient Diversification of Investments*, New York, John Wiley & Sons, 1959.

- Gli investitori sono razionali e avversi al rischio, sicché prediligono, a parità di rendimento, un livello di rischio minore e, a parità di rischio, un livello di rendimento maggiore.

In base a quest'ultimo punto, la *Portfolio Selection* di Markowitz permette, dunque, di definire la frontiera dei portafogli efficienti, o anche detti dominanti, in quanto necessariamente preferibili a tutti gli altri portafogli, frutto di differenti combinazioni tra vari titoli.

Figura 1.4 - Frontiera dei portafogli efficienti nel caso di tre titoli⁶



La funzione di utilità attesa dell'investitore sarà espressa analiticamente da una funzione di utilità quadratica, nella forma:

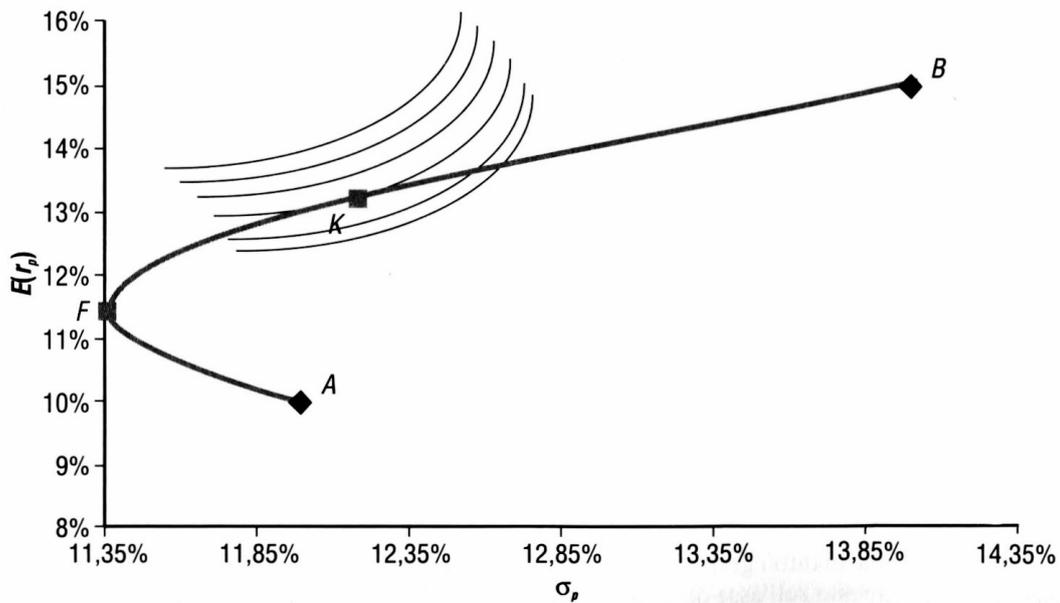
$$E[U(x)] = E(r) - \frac{1}{2} \lambda \sigma^2$$

L'investitore, in base alla sua personale avversione al rischio λ e alle sua conseguente disposizione delle curve di preferenza, sceglierà il portafoglio

⁶ Fonte: Fabrizi, P.L., "Economia del mercato immobiliare", Egea, Milano 2003

ottimale in corrispondenza del punto di tangenza fra la sua curva di indifferenza e la frontiera dei portafogli efficienti, in un grafico con ascisse σ e ordinate $E(r_p)$.

Figura 1.5 - Portfolio Selection⁷



1.2.2 Il Capital Asset Pricing Model

William Sharpe (1964) implementò il modello proposto da Markowitz, prevedendo la possibilità di prendere e dare a prestito, seppur allo stesso tasso r_f , detto tasso *risk-free*. Tale ipotesi rende dunque possibile non solo diversificare l'investimento in attività rischiose ma permette anche di dividere l'investimento tra attività rischiose e attività non rischiose. Il rendimento atteso di un portafoglio di questo tipo deriva dalla media tra il rendimento atteso del *Market Portfolio*, ovvero il portafoglio definito nel punto di tangenza fra la retta con intercetta pari a r_f e la frontiera dei portafogli efficienti e il rendimento dell'attività priva di rischio:

$$E(r_p) = X \cdot r_f + (1 - X) \cdot E(r_m)$$

⁷ Fonte: Fabrizi, P.L., op. cit.

Ma, poiché $\sigma_{rf} = 0$ per definizione, in quanto attività priva di rischio, si ha:

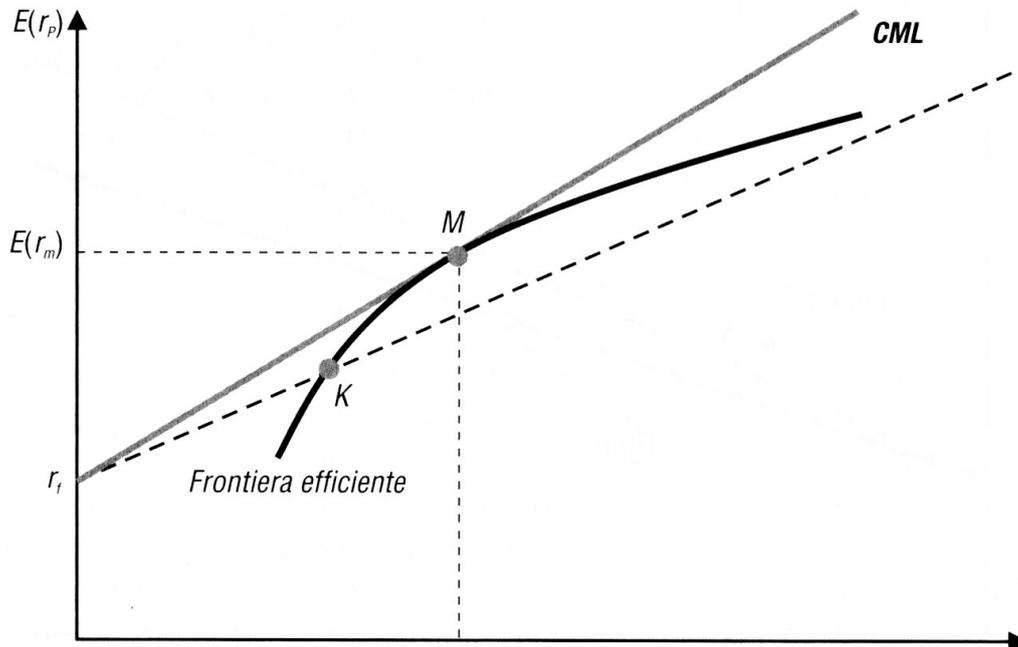
$$\sigma_p = (1 - X) \sigma_m$$

Da cui segue :

$$E(r_p) = r_f + \frac{E(r_m) - r_f}{\sigma_m} \sigma_p$$

Tale equazione rappresenta la *Capital Market Line* (CML), ovvero la retta che individua le possibili combinazioni fra il *Market Portfolio* e l'attività *risk-free*. A differenza del portafoglio ottimo e proprio di ogni investitore previsto dal *Selection Portfolio* di Markowitz, il *Market Portfolio* è comune a tutti gli investitori, in quanto il tasso r_f e la frontiera efficiente che lo determinano sono identici e osservati da tutti gli operatori sul mercato.

Figura 1.6 - Capital Market Line⁸



La differenza fra il rendimento atteso del portafoglio di mercato e il rendimento *risk-free* è definito, come visto nel paragrafo 1.1, premio per il rischio di mercato.

Il rapporto fra il premio per il rischio e la deviazione standard del mercato σ_m è

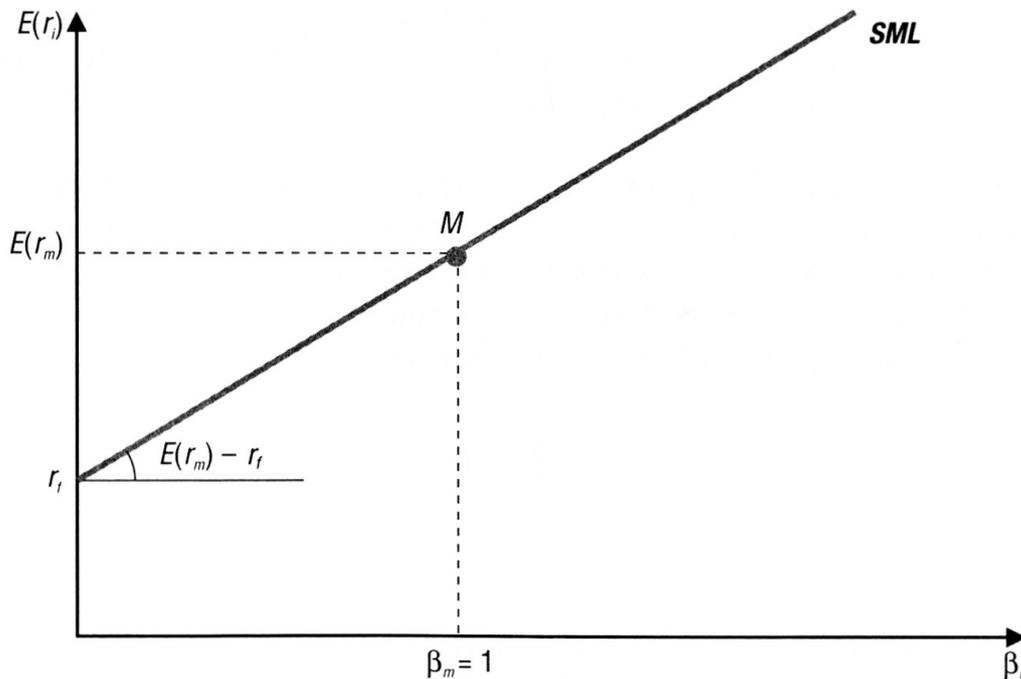
⁸Fonte: Fabrizi, P.L., op. cit.

definito *Indice di Sharpe* e misura il rendimento aggiuntivo per unità di rischio, rispetto al tasso *risk-free*. La CML definisce le opportunità ottimali di investimento, in quanto l'investitore, in base alle sue preferenze, sceglierà la combinazione ottima di portafoglio: tanto più l'investitore è avverso al rischio, tanto maggiore sarà la quota di attività *risk-free* in portafoglio e il portafoglio ottimale si troverà nel tratto di retta compreso tra l'intercetta e il portafoglio di mercato; il caso estremo si ha nel tratto di retta oltre il portafoglio di mercato, nel quale l'investitore prenderà a prestito al tasso *risk free* e investirà le somme così incassate nel portafoglio di mercato, individuando potenziali rendimenti attesi molto alti, sopportando tuttavia un rischio molto elevato.

La necessità di superare nuovamente questo modello nasce dal fatto che la CML non individua il rapporto rendimento atteso-rischio per qualsiasi portafoglio, ma solo ed esclusivamente il rapporto per portafogli efficienti costruiti come combinazione tra l'attività *risk-free* e il *portafoglio di mercato*. Ancora una volta, il contributo alla definizione finale del modello del CAPM è da attribuire al lavoro di William Sharpe, John Lintner e Jan Mossin. Partendo dal presupposto che il mercato remunera solamente il rischio detto sistematico, ovvero non diversificabile, in quanto il rischio non sistematico é, per l'appunto, facilmente diversificabile, il singolo titolo sarà remunerato esclusivamente per il contributo dello stesso alla formazione del rischio sistematico del *market portfolio*. Poiché per definizione, consideriamo il rischio sistematico associato al singolo titolo come il rischio derivante dalla sensibilità del singolo titolo agli andamenti del mercato, all'interno di questa valutazione giocherà un ruolo importante la covarianza fra titolo e mercato, ovvero $\sigma_{i,m}$ anche uguale a $\rho_{i,m} \cdot \sigma_i$ se consideriamo l'indice di correlazione di Pearson fra il singolo titolo ed il mercato. La CML trasformata è conosciuta come *Security Market Line* (SML), ed è pari a:

$$E(r_i) = r_f + [E(r_m) - r_f] \cdot \rho_{i,m} \frac{\sigma_i}{\sigma_m}$$

Figura 1.7 - Grafico Security Market Line⁹



Il coefficiente angolare di questa retta è detto β , e rappresenta una misura di *rischio sistematico* associato ai titoli i -esimo.

$$\beta_i = \rho_{i,m} \frac{\sigma_i}{\sigma_m} = \frac{\sigma_{i,m}}{\sigma_m^2}$$

$$E(r_i) = r_f + \beta_i [E(r_m) - r_f]$$

Ciò che risulta più evidente dall'equazione della SML è che il premio per il rischio associato al titolo i -esimo è direttamente proporzionale al premio per il rischio di mercato: tale relazione diretta è misurata proprio dal β , ovvero dalla sensibilità del titolo rispetto alle variazioni di mercato. In altre parole, un titolo con $\beta = 1.5$ amplificherà i movimenti di mercato e a fronte di un premio per il rischio di mercato pari a x , il premio per il rischio richiesto dall'investitore per il singolo titolo sarà pari a $1.5x$. Di fatto il CAPM rappresenta un modello di equilibrio, tutt'ora apprezzato per la duttilità operativa, ma spesso discusso per le

⁹Fonte: Fabrizi, P.L., op. cit.

stringenti ipotesi non propriamente realistiche. Infatti, in aggiunta alle ipotesi del modello di Markowitz, il CAPM presenta le seguenti assunzioni:

- l'orizzonte è uni-periodale e comune a tutti gli investitori;
- gli investitori hanno aspettative omogenee circa le misure di rischio e rendimento delle attività rischiose;
- il tasso r_f è il tasso a cui ogni investitore può prendere e dare a prestito liberamente;
- i mercati sono perfettamente concorrenziali, con le implicazioni che derivano.

Se tali ipotesi sono soddisfatte, il CAPM è un valido modello per spiegare il processo di formazione dei prezzi delle attività rischiose. Infatti, poiché gli investitori sono mossi solo ed esclusivamente dal principio di media-varianza, essi ricercheranno solo ed esclusivamente i portafogli efficienti che dominano gli altri portafogli; nel fare questo, gli investitori ricercheranno i portafogli che soddisfano la relazione della CML e si posizionano su di essa, vendendo e comprando titoli, modificandone il prezzo e quindi portando il mercato in equilibrio.

1.2.3 Il Market Model

Il CAPM, introdotto nel paragrafo 2.2, seppur affetto da stringenti assunzioni non del tutto affini con la realtà, rappresenta un modello di equilibrio molto usato e apprezzato in letteratura. Una sua semplificazione, volta ad ampliarne l'operatività, è rappresentata dal Market Model, [Sharpe 1963]. In tale modello, viene sostituito il concetto di Portafoglio di Mercato, spesso oggetto di difficile interpretazione, con quello di indice di mercato.

L'equazione della *Characteristic Line* (CL), individua la relazione fra rendimento dei singoli titoli e rendimento dell'indice azionario di riferimento:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i r_{mkt} + \varepsilon_i$$

α_i e β_i rappresentano coefficienti da stimare, r_{mkt} il rendimento dell'indice di mercato ed ε_i rappresenta una misura di errore associata al rendimento individuale del singolo titolo che ha valore atteso pari a 0.

Ancora una volta, il coefficiente β_i rappresenta una misura della sensibilità dei rendimenti azionari al rendimento dell'indice di mercato, definendo delle classi in cui i titoli possono essere inseriti:

- titoli aggressivi, con $\beta_i > 1$
- titoli difensivi, con $0 < \beta_i < 1$

Seppure la CL può assumere significato simile alla SML prevista dal CAPM, esistono delle differenze significative fra i due modelli.

- il MM prende in considerazione l'indice di mercato e non il portafoglio di mercato come avviene nel CAPM
- il CAPM presenta, come obiettivo ultimo, la rappresentazione di un mercato in equilibrio dove si formano prezzi di equilibrio dei titoli; il MM, invece, tenta di definire, anche intuitivamente, di definire una relazione lineare fra il rendimento del titolo e quello dell'indice di mercato.

I coefficienti previsti dal MM possono essere stimati attraverso una regressione lineare bivariata applicata ai rendimenti storici della variabile dipendente r_i rispetto alla variabile indipendente r_{mkt} .

La relazione descritta dal MM può, inoltre, essere utilizzata per avere una interpretazione intuitiva della differenza fra rischio sistematico e rischio specifico.

Dato:

$$r_i = \alpha_i + \beta_i r_{mkt} + \varepsilon_i$$

la varianza di r_i (variabile aleatoria) è data dalla somma delle varianze delle due variabili aleatorie previste dal modello, ovvero r_{mkt} e ε_i , per cui avremo:

$$\sigma^2_{r_i} = \beta_i^2 \sigma^2_{r_{mkt}} + \sigma^2_{\varepsilon}$$

dove il primo addendo rappresenta la quota di varianza imputabile alla componente sistematica, mentre il secondo addendo rappresenta la quota della varianza attribuibile alla componente specifica.

1.2.4 L'Arbitrage Pricing Theory

Un diretto concorrente nonché valida alternativa ai modelli unifattoriali del CAPM e del MM è il modello multifattoriale proposto da Stephen Ross (1976), l'Arbitrage Pricing Theory (APT). Le ipotesi alla base dell'APT sono:

- la possibilità di vendere titoli allo scoperto, assumendo posizioni ribassiste o rialziste finalizzate all'esecuzione di un arbitraggio;

- i rendimenti storici dei titoli azionari sono descritti da un modello fattoriale.

Tale modello persegue un duplice intento, tale per cui l'applicazione dello stesso ha alla base un'analisi che si muove su due principali livelli:

- la definizione delle componenti che formano e spiegano i rendimenti storici effettivi di un asset rischioso;

- la definizione dei rendimenti attesi di equilibrio, ovvero quei valori che si assume debbano manifestarsi nel periodo $t + 1$ associati al titolo i -esimo.

Tale bipartizione è quantomeno necessaria per comprendere la profondità di analisi mossa dall'APT e ciò che differenzia tale modello da modelli di pricing quali il CAPM, determinandone il successo e la fortuna sia in ambito accademico che operativo-professionale.

Come detto in precedenza, l'APT punta a definire in prima analisi il modo in cui i rendimenti dei singoli titoli sono spiegati da un modello multifattoriale, composto da k variabili, di cui, lo stesso Ross, non specifica la modalità di individuazione. Il rendimento dell' i -esimo titolo può dunque essere espresso attraverso tale equazione:

$$r_i = E(r_i) + \beta_{i1} F_1 + \beta_{i2} F_2 + \dots + \beta_{ik} F_k + \varepsilon_i$$

dove F_i rappresenta non il valore del fattore i -esimo ma lo scostamento del valore del fattore dal suo valore atteso; inoltre β_{ik} , come illustrato in precedenza, rappresenta la sensibilità del rendimento del titolo alle variazioni inattese del fattore di riferimento. I fattori che possono incidere sui rendimenti azionari non vengono specificati da Ross, il che lascia intendere come differenti fattori possano spiegare in modo diverso il rendimento storico effettivo di un titolo.

Il secondo passaggio previsto dall'APT è, quindi, la determinazione del rendimento atteso dell'attività rischiosa che equivale a:

$$E(r_i) = \lambda_0 + \beta_{i1} \lambda_1 + \beta_{i2} \lambda_2 + \dots + \beta_{ik} \lambda_k$$

dove l' λ_0 è pari ad una costante, $\beta_{i1}, \beta_{i2}, \dots, \beta_{ik}$ rappresentano le sensibilità del titolo rispetto ai k fattori previsti dal modello e $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_k$ rappresentano i premi per il rischio rispetto ad ogni fattore. E' da sottolineare che tale relazione è significativa non per tutte le attività rischiose, ma solo per attività rischiose in portafogli ben diversificati.

Le considerazioni necessarie circa le differenze fondamentali fra l'APT e CAPM sono le seguenti:

- il processo di aggiustamento dei prezzi avviene nei due modelli per cause e modalità differenti, infatti nel CAPM il mercato sarà in equilibrio per azione degli investitori che ricercano i portafogli efficienti che risiedono lungo la CML; d'altro canto, nell'APT saranno gli arbitraggisti che, individuando asimmetrie nel livello di pricing delle attività rischiose, si insinueranno nella falla e la sfrutteranno a loro vantaggio, riportando indirettamente il mercato in equilibrio;
- il concetto predominante nel CAPM del portafoglio di mercato è assente nell'APT, tuttavia questo non vuol dire che tale fattore, o in alternativa un indice di mercato, non possa essere incluso nell'analisi multi-fattoriale prevista dal modello.

Per concludere la digressione circa i modelli di asset pricing analizzati, è opportuno soffermarsi per qualche istante su di una più specifica e attenta definizione dei β , nel senso incontrato nel corso della trattazione.

Come detto precedentemente, il β misura la risposta di un titolo a variazioni di un particolare fattore. Ebbene, seppur il β di un titolo può essere calcolato come rapporto tra la covarianza titolo-mercato e la varianza di mercato, è possibile presentare una distinzione fra differenti modalità di beta, in base alla loro stima:

- *beta storici*, i quali possono essere calcolati attraverso una regressione lineare fra l'andamento storico del titolo e l'andamento storico del mercato;
- *beta attesi*, tendenzialmente calcolabili considerando le probabilità che differenti scenari si verifichino e il rendimento atteso del titolo e del mercato al verificarsi di ogni particolare scenario;
- *beta corretti*, con riferimento alla correzione proposta da Blume¹⁰ (1975), secondo la quale i beta storici tendono col tempo a regredire verso la media.

Con particolare riferimento a questa ultima categoria di beta stimati, la correzione può avvenire operativamente considerando l'effetto *mean reversion*, per il quale titoli con beta maggiori di 1 tendono a registrare nel tempo una riduzione dello stesso, mentre titoli con beta minori di 1 tendono a registrare aumenti del beta nei periodi successivi. Quindi, la correzione per il beta del periodo t può avvenire come media ponderata fra il beta di mercato, per definizione uguale a 1, e il beta storico del periodo t-1, usando come pesi rispettivamente 1/3 e 2/3:

$$\beta_t = \frac{1}{3} \beta_{mkt} + \frac{2}{3} \beta_{t-1}$$

Tale correzione risulta avere evidenza empirica ed è spesso utilizzata concretamente da molti operatori e analisti di mercato.

¹⁰ Blume M., «Betas and Their Regression Tendencies», *Journal of Finance*, giugno, 1975

1.3 Modelli di asset pricing in letteratura

I modelli teorici di pricing finora descritti rappresentano il contesto analitico nel quale, nel corso degli anni, ricercatori e teorici hanno dispiegato le loro energie e conoscenze. Il dibattito accademico, scaturitosi a seguito della prima formulazione della teoria di portafoglio di Markowitz e dei successivi studi che hanno condotto alla nascita del CAPM, è sicuramente tra i più ricchi e dettagliati in campo economico. Come tale, dunque, le posizioni assunte in letteratura risultano essere spesso in contrasto, ma d'altronde è proprio grazie a questa competizione di pensiero che la scienza economica ha potuto, nel corso del tempo, svilupparsi e affinarsi notevolmente. Nel seguito di questo paragrafo, individueremo i principali test empirici condotti sul CAPM e sull'APT, individuando quei modelli che, fra tanti, sono stati oggetto di forte interesse scientifico; ci concentreremo, infine, sul modello proposto da Chen, Ross e Roll nel 1986, individuando quali furono i fattori da loro utilizzati e i principali risultati da loro conseguiti.

1.3.1 Verifiche empiriche del CAPM

I test empirici condotti sul CAPM risultano essere numerosi. Gli economisti e i teorici hanno spesso condotto le loro analisi proponendo sottigliezze metodologiche e di calcolo che permisero di raggiungere, passo dopo passo, alcuni punti fermi. Di base, l'analisi empirica condotta su questo modello si è dispiegata attraverso due principali step:

- regressione Time-Series, per stimare i coefficienti β , considerando i rendimenti storici azionari e i rendimenti storici del portafoglio di mercato.
- regressione Cross-Sectional, per stimare i premi per il rischio λ , considerando i rendimenti attesi dei portafogli rispetto ai coefficienti beta trovati.

L'ipotesi di fondo, molto forte, è quello di ritenere gli investitori razionali e di prevedere una stazionarietà dei rendimenti storici, tale per cui il rendimento atteso di un titolo è pari al rendimento medio storico dello stesso; in altre parole,

ipotizziamo che il futuro sia come il passato. L'ipotesi, ovviamente, è molto stringente, senza considerare il fatto che, come detto in precedenza, il CAPM è un modello uni-periodale, il che implica che l'adattamento dei dati da ex-ante a ex-post deve avvenire periodo per periodo, in quanto, è ovvio, noi viviamo in una realtà multi-periodale. Inoltre, effettuando regressioni su due livelli, utilizzando le stime della prima come regressori della seconda, è possibile imbattersi nel fenomeno del *data snooping*. La minaccia di risultati distorti e la possibilità di effettuare test statistici privati delle loro potenze hanno dunque condotto molti economisti a condurre analisi di regressione non sui singoli titoli, ma su portafogli di titoli con β dispersi, in modo da ridurre la distorsione e l'instabilità degli stessi beta. Una conseguenza, tuttavia, di tale procedura è il sorgere di problemi di *selection bias*, tale per cui i risultati ottenuti possono risultare a volte influenzati dalla modalità di composizione dei portafogli.

Black, Jensen e Scholes (1972) hanno condotto test empirici sul CAPM, con riferimento al periodo dal Gennaio 1926 a Marzo 1966. La proxy di mercato scelta è un equally-weighted average index, comprendente tutte le stock elencate nel NYSE, come proposto da Fisher (1966). Il tasso free-risk di riferimento è stato definito sulla base dell'interesse a 30 giorni della U.S. Treasury Bill. Le singole securities furono raggruppate in 10 portafogli per diminuire la distorsione dei beta e per rendere i valori di tali beta più stabili. Per ridurre la perdita di informazioni causata tuttavia dall'uso di portafogli piuttosto che dei singoli titoli, i titoli furono raggruppati sulla base dei valori dei singoli beta.

Fama e MacBeth (1973) effettuarono test empirici sul CAPM, analoghi a quelli effettuati da Black, Jensen e Scholes (1972) considerando gli "average return and risk for New York Stock Exchange common stock". I dati raccolti sono rappresentati dai rendimenti percentuali mensili (incluso i dividendi e i capital gains) per tutte le common stock scambiate sul New York Stock Exchange nel periodo tra Gennaio 1926 e Giugno 1968. La proxy di mercato scelta è ancora un equally-weighted average index.

Le aspettative circa i test empirici si muovevano lungo differenti direzioni. Il CAPM nella sua versione più teorica prevede che:

- l'intercetta α fosse uguale al tasso free-risk
- la relazione fra premio per il rischio dei portafogli e premio per il rischio del portafoglio di mercato (ovvero la proxy utilizzata come tale) fosse spiegata da una relazione lineare e positiva.

Entrambi i lavori, tuttavia, hanno condotto a risultati non pienamente positivi:

- la relazione che intercorre fra premio per il rischio dei portafogli e premio per il rischio del portafoglio di mercato è positiva e lineare, come espressamente indicato nel modello del CAPM;
- il β supera il test di significatività ed è inoltre accettata l'ipotesi che esso sia l'unico fattore di rischio;
- l' α trovata come risultante della regressione non è, tuttavia, paragonabile al tasso free-risk dei treasury bill, assunzione teorica mosso del CAPM.

I risultati dei test empirici condotti durante gli anni '70 e '80 non fecero che confermare alcune ipotesi base del modello e metterne in crisi delle altre, sollevando quelle che furono chiamate in letteratura CAPM's Anomalies.

Basu (1977) diede evidenzia come rapporti titoli con altri rapporti E/P¹¹ registrano col tempo rendimenti maggiori di quelli previsti dal CAPM.

Banz (1981) documentò un *size-effect*, tale per cui titoli di imprese con più bassa capitalizzazione garantiscono rendimenti maggiori rispetto a titoli di imprese con più alta capitalizzazione.

Bhandari (1988) individuò nei rapporti di indebitamento, ad esempio rapporto D/E,¹² altre componenti che influenzavano i rendimenti dei titoli.

Inoltre, in uno studio di Statman (1980) e in un altro lavoro di Rosenberg, Reid e Lanstein (1985) fu documentato che altri rapporti B/M¹³ incidono positivamente sui rendimenti azionari, evidenziando rendimenti non previsti dal modello base del CAPM e dal beta come misura di rischio.

¹¹ Per E/P intendiamo il rapporto utile per azione/prezzo unitario.

¹² Il rapporto debito/equity è solo uno dei possibili indicatori di leverage finanziaria.

¹³ Per B/M intendiamo il rapporto fra valore contabile di un'azione (book value) e il suo valore di mercato.

Le difficoltà nel mantenere intatta l'ipotesi per cui i premi per il rischio di un'attività rischiosa fossero spiegabili esclusivamente da un solo fattore, ossia il fattore di mercato, divennero sempre più evidenti. Alcune previsioni mosse dal CAPM non trovavano riscontro nei risultati empirici, e molte critiche furono mosse soprattutto alla modalità in cui la proxy di mercato, di fatto, è stata utilizzata per rappresentare il portafoglio di mercato¹⁴.

L'esigenza di definire un modello alternativo che meglio si adattasse ai risultati empirici precedentemente esposti portò, dunque, alla formulazione del nuovo impianto teorico proprio dell'Arbitrage Pricing Theory.

1.3.2 Verifiche empiriche dell'APT

Per testare il modello multifattoriale proposto da Ross (1976) bisogna tendenzialmente procedere in un metodo in parte analogo a quanto visto per il CAPM, tuttavia, l'introduzione di ipotesi meno stringenti e la possibilità di definire un vettore di regressori piuttosto variegato moltiplicano sensibilmente le possibilità di questo modello.

I passaggi da seguire in questo senso sono i seguenti:

- definizione dei fattori di rischio da includere nel modello;
- stima dei coefficienti β associati ad ogni fattore tramite una regressione Time Series;
- verifica della relazione lineare fra premi per il rischio λ e coefficienti β , attraverso una regressione Cross Sectional.

In termini assoluti, possiamo dire che i fattori da implementare nel modello potrebbero derivare da qualsiasi ambito socio-economico, poiché, come descritto nel paragrafo 2.2.4, il modello teorico dell'APT non prescrive quali tali fattori debbano essere. Una ripartizione, dunque, delle possibili tipologie di modelli costruibili, è d'obbligo:

¹⁴ E' interessante, tuttavia, sottolineare come negli anni di tale dibattito [Ross, 1977] abbiano sollevato la tesi per cui le analisi empiriche condotte sul CAPM non siano del tutto finalizzati a testare concretamente il modello del CAPM in sé: il portafoglio di mercato, cuore centrale del modello, è un concetto "teoricamente ed empiricamente elusivo"; tutti i test che hanno una proxy in sostituzione dello stesso hanno commesso, di fatto, un errore di specificazione.

- modelli di natura statistica;
- modelli di natura economica.

I primi si basano sull'applicazione di tecniche statistiche per la determinazione dei fattori rilevanti, attraverso un'analisi di significatività sugli stessi. Le metodologie associate a questi tipi di modelli sono l'analisi fattoriale e l'analisi delle componenti principali.

Il secondo tipo di modelli, ovvero di natura economica, si possono dividere a loro volta in:

- modelli che utilizzano fattori macroeconomici;
- modelli che utilizzano fattori riconducibili ad una analisi fondamentale dell'azienda.

Un modello molto apprezzato in letteratura è quello proposto da E. Fama e K. French nel paper «The Cross-Section of Expected Stock Returns», pubblicato nel 1992, e implementato da successivi articoli volti a spiegare quelle *anomalies* registrate proprio durante test empirici sul CAPM. Tale modello si posiziona all'interno della categoria dei modelli di natura economica, che utilizzano come regressori le variabili fondamentali delle aziende.

Partendo dalle scoperte di Banz (1981), Bhandari (1988), Stattman (1980) e Rosemberg, Reid e Lansteing (1985)¹⁵, il modello sviluppato da Fama e French prende in considerazione come fattori:

- il rendimento dell'indice di mercato azionario;
- SMB (small minus big), ovvero la differenza di rendimento di azioni di imprese a bassa e ad alta capitalizzazione;
- HML (high minus big), ovvero la differenza fra il rendimento di azioni con alto rapporto book-to-market e il rendimento di azioni con basso book-to-market.

Nello sviluppare il loro modello, Fama e French hanno raggruppato in 10 portafogli differenti i titoli azionari in base al fattore *size* delle imprese, il che differenzia il loro approccio metodologico da quello perseguito da Black, Jensen e

¹⁵ Al riguardo si veda la conclusione del paragrafo 1.3.1

Scholes (1972) e Fama e MacBeth (1973) nel testare il modello del CAPM.¹⁶ Le performance raggiunte da questa versione dell'APT risultano essere particolarmente convincenti.

Per quanto riguarda i modelli che utilizzano variabili macroeconomiche per spiegare i rendimenti dei titoli azionari, fondamentale è il contributo promosso da Chen, Ross e Roll (1986).

Humpe A. e Macmillan P. (2008) hanno testato la significatività di alcuni fattori macroeconomici quali la produzione industriale, il consumer price index, l'offerta di moneta, i tassi di interesse a lunga e gli indici azionari di mercato, effettuando un confronto fra il mercato statunitense ed il mercato giapponese.

Bilson C., Brailsford T. e Hooper V. (2000) hanno condotto analisi simili ma su un set di mercati emergenti. I fattori presi in considerazione da tale modello sono rappresentati dalle variazioni percentuali di periodo dell'offerta di moneta, dei prezzi dei beni, dell'attività reale, del tasso di cambio e dell'indice del world market (value-weighted).

Per quanto riguarda l'Italia, un'analisi simile è stata condotta da Cagnetti (2002) per un periodo temporale che va da gennaio 1990 a giugno 2012. Le società prese in considerazione risultano essere quelle appartenenti al frammento di mercato Blue Chips del Mib30. Ai fini della regressione è stato considerato un set numeroso di fattori tra cui il market portfolio, il tasso di cambio, la bilancia commerciale, il tasso di inflazione, l'offerta di moneta e la produzione industriale. I risultati di quest'ultima analisi, in particolare, hanno condotto a buoni risultati in termini di varianza spiegata, attestandosi a un livello di R^2 di poco superiore al 40%.

Per riassumere, nel corso degli ultimi anni è aumentato considerevolmente il numero di test empirici condotti su modello di pricing multi-fattoriale, con particolare interesse rivolto all'utilizzo di fattori macroeconomici.

E' opportuno sottolineare, a mio avviso, come tutti questi studi siano tuttavia la naturale emanazione del lavoro condotto da Chen, Ross e Roll (1986), che introdurremo, per completezza, nel paragrafo seguente.

¹⁶ Al riguardo si vede il paragrafo 1.3.1

1.3.3 Il modello Chen, Ross e Roll (1986)

Nai-Fu Chen, Richard Roll e Stephen A. Ross svilupparono nel 1986 uno dei più celebri ed indicativi modelli multifattoriali di tipo macroeconomico. Gli autori individuano, nel primo paragrafo del loro lavoro, i motivi per i quali hanno preferito un approccio di questo tipo:

“Consider with ability of investors to diversify, modern financial theory has focused on pervasive, or “systematic”, influences as the likely source of investment risk”.¹⁷

Di fatto, in un’ottica di diversificazione, il mercato remunera l’investimento rischioso solo in funzione della sua componente di rischio sistematico, ovvero di rischio associato e influenzato dall’andamento delle cosiddette *state variables*.

Primo passo, dunque, è individuare, con l’ausilio della teorica economica, un set significativo di variabili indipendenti, che sappiano spiegare, nel modo quanto più attendibile possibile, l’andamento dei prezzi e il loro livello di equilibrio.

Le variabili individuate e implementate nel modello sono le seguenti:

A. Industrial Production (IP)

Definito IP il livello di produzione industriale nel mese t, il tasso di crescita mensile MP sarà pari a:

$$MP(t) = \ln IP(t) - \ln IP(t-1)$$

Il tasso di crescita annuale YP sarà invece pari a:

$$YP(t) = \ln IP(t) - \ln IP(t-12)$$

¹⁷ Chen N., Roll R., Ross S.A., op. cit.

Quest'ultima specificazione è mossa basandosi sull'idea che le variazioni mensili, quindi di breve periodo, dell'IP non vengano colte ed elaborate a pieno dai prezzi di mercato; al contrario, poiché il mercato azionario tende a valutare l'andamento dei Cash Flow nel lungo periodo, variazioni di più ampio respiro dell'IP risultano più coerenti con la determinazione e le variazioni dei prezzi degli asset.

B. Inflation

Per individuare l'effetto inflazione sui prezzi, gli autori hanno considerato l'effetto inatteso dell'inflazione, concentrandosi, dunque, sulla costruzione di una time series della variabile Inflazione Inattesa, o Unanticipated Inflation (UI):

$$UI(t) = I(t) - E[I(t) | t-1]$$

dove $I(t)$ è l'inflazione effettivamente verificatasi e $E[I(t) | t-1]$ rappresenta l'aspettativa di inflazione nel tempo t , maturata nel periodo precedente $t-1$.

C. Risk Premia

Per cogliere l'effetto delle variazioni inattese nel premio per il rischio sui rendimenti, viene costruita un'altra variabile UPR(t), come segue:

$$UPR(t) = \text{“ Baa and under” bond portfolio return (t) - LGB (t)}$$

La variabile UPR viene definita come differenza fra il rendimento di un portafoglio composto da titoli a basso rating (e quindi alti rendimenti attesi) e il LGB(t), che rappresenta il rendimento di un portafoglio composto da long government bond, ovvero titoli di stato a lunga scadenza.

D. Term Structure

La struttura dei tassi a termine UTS, Unanticipated Term Structure viene è definita:

$$UTS(t) = LGB(t) - TB(t-1)$$

dove $LGB(t)$ rappresenta il rendimento di titoli di stato a lunga scadenza del periodo (t) e $TB(t-1)$ rappresenta il rendimento delle Treasury Bill, ovvero di titoli di stato a breve scadenza, nel periodo $t-1$.

E. Market Index

Le tradizionali variabili associate ad un indice di mercato vengono implementate come segue:

$EWNY(t)$ = rendimento dell'indice NYSE equally weighted

$VWNY(t)$ = rendimento dell'indice NYSE value-weighted

Il modello costruito da Chen, Roll e Ross punta anche a testare una possibile relazione fra i prezzi azionari e i livelli di consumo e prezzo del petrolio.

Tuttavia, come espressamente evidenziato alla fine del loro lavoro, tale relazione risulta essere non statisticamente significativa, se testata assieme alle precedenti variabili.

I dati e le serie storiche delle variabili utilizzate riguardano il periodo temporale da Gennaio 1953 a Novembre 1983. A fianco ad un'analisi che abbraccia tutto il periodo considerato, sono state svolte analisi sub-periodali, in particolare da Gennaio 1953 a Dicembre 1972, da Gennaio 1973 a Dicembre 1977 e da Gennaio 1978 a Novembre 1983.

Le osservazioni sono registrate su base mensile e l'orizzonte temporale considerato è pari a 371 mensilità.

Tre sono, dunque, gli step seguiti in tale lavoro:

1. Scelta degli asset;
2. Stima delle esposizioni alle variabili indipendenti tramite analisi Time Series;
3. Stima dei premi per il rischio associati ad ogni variabile tramite analisi Cross Section.

Per evitare il fenomeno di data snooping¹⁸ derivato dall'utilizzo di stime per l'ottenimento di altri valori stimati, gli asset sono stati raggruppati in portafogli. La ratio, in questo caso, è stata quella di creare portafogli di titoli in base al size delle imprese corrispondenti.

Le regressioni proposte dagli autori sono quattro e sono volte a testare differenti combinazioni tra le variabili precedentemente introdotte. La maggior parte dei test sulla significatività statistica di tali variabili risultano essere positivi, per tanto, considerando i risultati ottenuti un ottimo punto di partenza, è nostro interesse, nonché principale obiettivo di questa tesi, riproporre un'analisi statistico-econometrica simile. Come detto in precedenza, questo lavoro sarà incentrato sul mercato azionario italiano ed il periodo considerato sarà da Gennaio 2000 a Dicembre 2013.

Possiamo ora introdurre la metodologia da noi applicata.

¹⁸Si veda il paragrafo 2.3.1

Capitolo 2 La metodologia

Nel seguente capitolo introdurremo le metodologie utilizzate nell'analisi empirica condotta nel Capitolo 3, ed in particolare definiremo:

- il modello di regressione multivariata
- il modello di regressione a due stadi Fama-MacBeth
- il modello di regressione con Dati Panel

2.1 Il modello di regressione lineare multivariata

Attraverso il modello di regressione lineare multivariata, assumiamo che la relazione tra una variabile dipendente Y e k variabili indipendenti X_1, X_2, \dots, X_k sia di tipo lineare, nella forma:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

con

$$i = 1, 2, \dots, n$$

Y_i è la variabile dipendente per la i -esima osservazione

X_{ji} è la j -esima variabile indipendente, per la i -esima osservazione

$\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ rappresentano i parametri da stimare

u_i è il termine di errore

La (1) può essere espressa in forma matriciale nel modo seguente:

$$Y = X\beta + u \tag{2.1}$$

Dove :

Y è il vettore $n \times 1$ di variabili dipendenti;

X è il vettore delle variabili indipendenti con dimensione $n \times k$ e con tutti gli elementi sulla prima colonna pari a 1;

β è il vettore dei parametri con dimensione $k \times 1$ e u è un vettore $n \times 1$.

Le assunzioni sottostanti il modello dei minimi quadrati, in caso di X non stocastica, sono elencate di seguito.

A1. Il modello è lineare nei parametri e correttamente specificato, (2.1).

A2. Il valore atteso del termine di disturbo è pari a zero, ovvero:

$$E[u_i] = 0 \text{ per ogni } i$$

A3. Il termine di disturbo è omoschedastico, per cui:

$$\begin{aligned} \sigma_{u_i}^2 &= \sigma_u^2 && \text{per ogni } i \\ E[u_i^2] &= \sigma_u^2 && \text{per ogni } i \end{aligned}$$

A4. I termini di disturbo sono distribuiti indipendentemente, ovvero:

$$\text{Cov}(u_i, u_j) = 0$$

A5. I termini di disturbo si distribuiscono normalmente:

$$u \sim N(0, \sigma_u^2)$$

A6. Le variabili esplicative sono linearmente indipendenti;

$$\rho(X) = k$$

Possiamo, dunque, procedere alla definizione del modello di regressione stimato:

$$\hat{Y} = X\hat{\beta} + u$$

Per il teorema di Gauss-Markov, se valgono le assunzioni A2, A3 e A4, è possibile dimostrare che lo stimatore OLS è lo stimatore con varianza minima tra gli

stimatori lineari e corretti, ovvero lo stimatore OLS è BLUE (Best Linear Unbiased Estimator).

Definiamo, dunque, lo stimatore OLS per il vettore dei parametri come segue:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}(X'Y) = \beta + (X'X)^{-1} u \quad (2.2)$$

Per quanto detto finora, lo stimato OLS gode di due principali proprietà:

1. Lo stimatore OLS risulta non distorto, per cui:

$$E[\hat{\beta}] = \beta \quad (2.3)$$

2. Lo stimatore OLS ha varianza minima, per cui:

$$\text{Var}[\hat{\beta}] = \sigma^2(X'X)^{-1} \quad (2.4)$$

Una misura della bontà di adattamento del modello ai dati è data dall'indice di determinazione R^2 . Tale indice assume valore tra 0 a 1, e rapporta la varianza spiegata dal modello alla varianza totale del campione, per cui, maggiore sarà la bontà del modello più alto sarà l' R^2 calcolato.

Definiamo TSS la somma dei quadrati totali:

$$TSS = \sum_i (y_i - \bar{Y})^2$$

Definiamo ESS la somma dei quadrati spiegata:

$$ESS = \sum_i (\hat{y}_i - \bar{Y})^2$$

Posiamo quindi esprimere il coefficiente di determinazione come segue:

$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = \frac{\sum_i (\hat{y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_i (y_i - \bar{Y})^2}$$

O in forma equivalente, considerando RSS la somma dei quadrati dei residui:

$$R^2 = 1 - \frac{RSS}{TSS}$$

Poiché aggiungendo nuove variabili esplicative al modello di regressione, l'indice di correlazione tende ad aumentare anche in caso di non migliore adattamento del modello ai dati, risulta necessario definire l' R^2 -adjusted, correggendo l' R^2 per i relativi gradi di libertà:

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{RSS / (n - k)}{TSS / (n - 1)}$$

Tali indicatori ci forniscono informazioni circa la bontà di adattamento del modello ai dati e, quindi, circa la capacità dei regressori di spiegare la variabilità della Y dipendente, nel suo insieme.

Le procedure inferenziali sulle stime dei parametri prescindono dalla costruzione di una statistica-test di distribuzione nota.

Partiamo dal presupposto che il rapporto tra una variabile con distribuzione normale standardizzata e una variabile con distribuzione χ^2 , corretta per i gradi di libertà, definisce una variabile distribuisce come una t di student:

(2.5)

$$T = \frac{Z}{\sqrt{\frac{\chi^2(n)}{n}}}$$

Poiché per l'assunzione A.5 i termini di disturbo si distribuiscono come una normale e poiché per la (2.2) β è una trasformazione lineare di u , allora β si distribuisce come una normale con media (2.3) e varianza (2.4):

$$\beta \sim N(\beta, \sigma^2(X'X)^{-1}) \quad (2.6)$$

Definiamo l'oggetto seguente, avente distribuzione nota pari ad una χ^2 con $n-k$ gradi di libertà

$$\frac{(n-k)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2 (n-k) \quad (2.7)$$

Possiamo sviluppare le procedure inferenziali per ogni elemento j del vettore β , costruendo la statistica test rapportando la (2.6) standardizzata e la (2.7) corretta per i gradi di libertà, come previsto nella (2.5). La statistica test è dunque la seguente:

$$t_S = \frac{\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{\sigma_u (a_{jj})^{1/2}}}{\sqrt{\frac{(n-k)s^2}{\sigma_u^2}}} = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_{j0}}{s(a_{jj})^{1/2}} \sim t(n-k) \quad (2.8)$$

Possiamo effettuare, ora, il test sulle ipotesi con la statistica test costruita in (2.8). In caso di test bidirezionale, ad esempio, definiamo:

$$H_0: \beta_j = \beta_{j0} \quad (\text{ipotesi nulla})$$

$$H_1: \beta_j \neq \beta_{j0} \quad (\text{ipotesi alternativa})$$

Definito il livello di significatività $(1-\alpha)$ e determinato il valore critico della t corrispondente, rigettiamo H_0 se il valore assoluto della t -stat calcolata con la (2.8) cade nella regione critica.

$$\left| \frac{\hat{\beta}_j - \beta_{j0}}{s(a_{jj})^{1/2}} \right| \geq t_{\alpha/2}(n-k)$$

In questo modo, ad un livello di significatività $1-\alpha$, si ha probabilità α di commettere errore di prima specie, ovvero di rigettare H_0 | H_0 è vera.

2.2 Il modello di regressione Fama-MacBeth

Attraverso la metodologia Fama-MacBeth è possibile stimare i premi per il rischio associati ai fattori a cui un particolare asset è esposto. Sotto le ipotesi proprie dei modelli di vari modelli di Pricing, infatti, è possibile misurare i rendimenti in eccesso di un determinato asset rispetto ad un fattore di rischio nella formulazione seguente:

$$R = \beta \lambda$$

Il rendimento in eccesso R richiesto è uguale al prodotto fra il coefficiente di reazione β al fattore di rischio e il premio per il rischio λ riconosciuto per l'esposizione a tale fattore.

Nella procedura a Fama-MacBeth individuiamo, quindi, due step:

- stima dei beta;
- stima dei premi per il rischio.

Il primo passaggio si basa sull'ipotesi che è possibile spiegare i rendimenti storici di un particolare asset tramite una relazione lineare con i fattori di rischio.

Sia m il numero di fattori presi in considerazione, per cui con $F_{1,t}, F_{2,t}, \dots, F_{m,t}$ indichiamo il fattore di rischio k al tempo t . Consideriamo n asset, con $i=1,2,\dots,n$, tale per cui con $R_{1,t}, R_{2,t}, \dots, R_{n,t}$ indichiamo i rendimenti storici degli n asset al tempo t . Procediamo, dunque, alla stima dei beta per ogni fattore attraverso n regressioni Time Series che coprono il periodo t considerato:

$$R_{1,t} = \alpha_{1,t} + \beta_{1,F1} F_{1,t} + \beta_{2,F2} F_{2,t} + \dots + \beta_{3,Fm} F_{m,t} + \varepsilon_{1,t}$$

$$R_{2,t} = \alpha_{2,t} + \beta_{2,F1} F_{1,t} + \beta_{3,F2} F_{2,t} + \dots + \beta_{2,Fm} F_{m,t} + \varepsilon_{2,t}$$

.

.

.

$$R_{n,t} = \alpha_{n,t} + \beta_{n,F1} F_{1,t} + \beta_{n,F2} F_{2,t} + \dots + \beta_{n,Fm} F_{m,t} + \varepsilon_{n,t}$$

In forma matriciale, esprimiamo il set di regressioni nella forma che segue:

$$R_n = F\beta_n + \varepsilon_n$$

Dove R_n è un vettore di rendimenti $t \times 1$, F un vettore di fattori $t \times (i + 1)$, con gli elementi nella prima colonna pari a 1 poiché associati al coefficiente α_n , β_n un vettore $(i + 1) \times 1$, con gli elementi nella prima colonna pari al coefficiente α_n e ε_n un vettore di termini di disturbo $t \times 1$.

Attraverso il set di regressioni otteniamo le stime dei coefficienti $\beta_{i,Fk}$ di reazione dell' i -esimo asset al fattore k .

Nel secondo passaggio della metodologia Fama-MacBeth, procediamo a stimare i premi per il rischio associato ad ogni fattore, effettuando T regressioni Cross Section con i unità cross-sezionali, come segue:

$$R_{i,1} = \alpha_1 + \lambda_{1,1} \beta_{i,F1} + \lambda_{2,1} \beta_{i,F2} + \dots + \lambda_{m,1} \beta_{i,Fm} + e_1$$

$$R_{i,2} = \alpha_2 + \lambda_{1,2} \beta_{i,F1} + \lambda_{2,2} \beta_{i,F2} + \dots + \lambda_{m,2} \beta_{i,Fm} + e_2$$

.

.

.

$$R_{i,T} = \alpha_T + \lambda_{1,T} \beta_{i,F1} + \lambda_{2,T} \beta_{i,F2} + \dots + \lambda_{m,T} \beta_{i,Fm} + e_T$$

In forma matriciale, esprimiamo il set di regressioni nella forma che segue:

$$R_t = \beta \lambda_t$$

Dove R_t è un vettore $n \times 1$ di rendimenti medi degli asset al tempo t , β è un vettore $n \times (m + 1)$ di coefficienti di reazione stimati, con gli elementi nella prima colonna pari a 1 e λ è un vettore $(m + 1) \times 1$ di premi per il rischio, con gli elementi nella prima colonna pari ad α .

Gli esiti delle regressioni cross sezionali genereranno un numero di λ pari T per per gli m fattori di rischio. Il premio λ_k associato al fattore k sarà pari alla media dei premi associati a quel fattore, calcolati nei T periodi:

$$\lambda_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \lambda_{j,t}$$

Il test di significatività sul coefficiente stimato si può effettuare considerando la statistica test calcolata nel seguente modo:

$$t\text{-stat} = \frac{\lambda_j}{SQM_j \frac{1}{\sqrt{T}}}$$

2.3 I modelli di regressione con Dati Panel

Intento principale dei modelli di regressione con Dati Panel è controllare la presenza di variabili omesse senza che queste vengano osservate realmente, limitando gli effetti distorsivi sulle stime dei coefficienti delle variabili incluse nel modello, nel caso tali variabili presentino correlazione con le variabili omesse.

In presenza di dati longitudinali, prendiamo in considerazione informazioni relative a N unità osservate in T periodi di tempo. Indichiamo, quindi, con $Y_{i,t}$ la variabile dipendente osservata per l' i -esima unità al tempo t .

Il modello per l'unità i al tempo t può essere specificato come segue:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1i,t} + \dots + \beta_k X_{ki,t} + u_{i,t}$$

Con $i = 1, 2, \dots, N$; $t = 1, 2, \dots, T$

Per il singolo individuo, il modello che prende in considerazione le variabili omesse può essere espresso come segue:

$$Y_{i,t} = \beta' X_{i,t} + \alpha' C_{i,t} + u_{i,t} \quad (2.9)$$

$Y_{i,t}$ la variabile dipendente osservata per l' i -esima unità al tempo t ;

$X_{i,t}$ vettore di k variabili esplicative per la variabile dipendente;

$C_{i,t}$ insieme di variabili non osservabili costanti nel tempo comprensiva dell'intercetta

Partendo dalle assunzioni circa le caratteristiche delle variabili omesse, possiamo specificare tre particolari modelli:

- Modello di regressione con effetti fissi
- Modello di regressione con effetti temporali
- Modello di regressione con effetti fissi ed effetti temporali

A. Modello di regressione con effetti fissi

Sviluppare un modello di questo tipo significa ipotizzare l'esistenza di effetti individuali, propri di ogni unità, costanti nel tempo. Considerando la (2.9), l'insieme C di variabili non osservate, varia da un'unità all'altra, ma resta costante nel tempo. Il modello (2.9) può quindi essere interpretato come avente N intercette α_i , una per ogni unità:

$$Y_{i,t} = \beta_1 X_{1i,t} + \dots + \beta_k X_{ki,t} + \alpha_i + u_{i,t}$$

Tale implicazione determina, sotto ipotesi di regressione bivariata, una retta di regressione che avrà stessa inclinazione tra le unità (un solo coefficiente β stimato), ma diversa intercetta verticale per ogni unità, pari ad α_i .

In modo equivalente, è possibile esprimere tale modello di regressione con effetti fissi, considerando $N-1$ dummy per le unità:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1i,t} + \dots + \beta_k X_{ki,t} + \gamma_2 D_{2i} + \dots + \gamma_n D_{ni} + u_{i,t}$$

Con $D_{2i}=1$ con $i=2$ e $D_{2i}=0$ altrimenti, per ogni dummy rispetto all'unità corrispondente.

B. Modello di regressione con effetti temporali

Un modello che include effetti temporali ci permette di considerare variabili omesse costanti fra le unità ma che si evolvono nel tempo. Il modello (2.9) può quindi essere interpretato come segue, ipotizzando che l'insieme di variabili omesse $C_{i,t}$ vari nel tempo ma resti costante tra le unità:

$$Y_{i,t} = \beta_1 X_{1i,t} + \dots + \beta_k X_{ki,t} + \lambda_t + u_{i,t}$$

Da notare il pedice t al coefficiente λ a indicare come l'intercetta in questo caso differisca tra i periodi e rimanga costante tra le unità.

Anche in questo caso, è possibile includere gli effetti temporali nel modello attraverso l'introduzione di $T-1$ dummy per i periodi:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1i,t} + \dots + \beta_k X_{ki,t} + \delta_2 B_{2t} + \dots + \delta_t B_{Tt} + u_{i,t}$$

Con $B_2 = 1$ se $t = 2$ e $B_2 = 0$ altrimenti, per ogni dummy rispetto al periodo corrispondente.

C. Modello di regressione con effetti fissi ed effetti temporali

Includere nel modello sia effetti individuali sia effetti temporali significa assumere che alcune variabili omesse sono costanti nel tempo ma variano tra le unità e che altre sono costanti tra gli individui ma variano nel tempo.

Un modello di questo tipo si configura come segue:

$$Y_{i,t} = \beta_1 X_{1i,t} + \dots + \beta_k X_{ki,t} + \alpha_i + \lambda_t + u_{i,t}$$

Con α_i misura dell'effetto individuale e λ_t misura dell'effetto temporale.

Rappresentando tale modello con l'utilizzo di $N-1$ dummy per le unità e $T-1$ dummy per i periodi si ottiene:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1i,t} + \dots + \beta_k X_{ki,t} + \gamma_2 D_{2i} + \dots + \gamma_n D_{ni} + \delta_2 B_{2t} + \dots + \delta_t B_{Tt} + u_{i,t}$$

Capitolo 3 Applicazione del modello

3.1 Dati del modello

I paragrafi che seguono sono incentrati sulla specificazione del modello utilizzato ed in particolare seguiranno il seguente schema:

- determinazione della profondità analitica e dell'ampiezza temporale dell'analisi;
- individuazione e commento delle variabili indipendenti impiegate;
- definizione e agglomerazione del set di società quotate oggetto dell'analisi, con particolare riferimento alla struttura di suddivisione in 20 portafogli in base al livello di capitalizzazione delle imprese.

3.1.1 Profondità e ampiezza dell'analisi

L'analisi avrà per oggetto il periodo temporale 2006 - 2013 e le osservazioni verranno registrate su base mensile. Per quanto riguarda il mercato italiano, verranno considerati oltre 200 titoli appartenenti al segmento FTSE Mib, FTSE Mid-Cap e FTSE Micro-Cap. I titoli considerati rappresentano i titoli con le serie storiche complete per il periodo oggetto dell'analisi. 20 portafogli equally-weighted vengono costruiti sulla base della capitalizzazione di ciascuna società registrata all'inizio del 2010, replicando, così, la procedura proposta da Chen, Roll e Ross(1986). Indichiamo, quindi, con P1 il portafoglio composto dai titoli a più alta capitalizzazione e con P20 il portafoglio composto dai titoli a più bassa capitalizzazione.

L'analisi che condurremo avrà due particolari dimensioni: profondità e ampiezza. Per profondità intendiamo lo svolgimento dell'analisi con riferimento al mercato azionario italiano, affrontata attraverso lo sviluppo di due metodologie: la metodologia Fama-MacBeth e l'analisi per data Panel. Per ampiezza intendiamo la possibilità di confrontare i risultati ottenuti sul mercato italiano con i risultati

ottenuti da test analoghi sul mercato inglese. Tali test paralleli vengono svolti, come introdotto all'inizio dell'elaborato, dal candidato Dario Alessandro.

Considerando la profondità dell'analisi, in primo luogo, testeremo la capacità di alcuni fattori economici di prezzare i titoli azionari, misurando l'impatto che le variazioni di tali fattori hanno sulle variazioni del livello dei prezzi dei titoli quotati. Per fare questo, stimeremo in prima istanza i beta per ogni variabile, ovvero i coefficienti di reazione dei prezzi dei titoli rispetto alle variabili. Successivamente, utilizzeremo le stime dei beta per calcolare i premi per il rischio imputabili ad ogni variabile. La procedura illustrata riprende molto la formulazione dell'APT illustrata nel capitolo 1, per cui seguiremo una procedura a due step:

- 1) Stima dei beta. Effettueremo regressioni Time Series triennali, regredendo le differenze logaritmiche periodali dei prezzi su le differenze logaritmiche periodali delle variabili indipendenti. Tale procedura sarà effettuata su ognuno dei 20 portafogli, in 5 fasce temporali, ovvero 2006-2008, 2007-2009, 2008-2010, 2009-2011 e 2010-12, per un totale di 100 regressioni TS.
- 2) Stima dei premi per il rischio. Sviluppiamo di seguito due metodologie: la metodologia Fama-MacBeth e l'analisi per Dati Panel.

Secondo la procedura Fama-MacBeth, effettueremo una regressione Cross Section per ognuno dei 12 mesi successivi alla stima dei beta avvenuta tramite analisi TS. In questa applicazione, regrediremo i rendimenti dei portafogli sui beta stimati, che assumeranno in questo caso il ruolo di variabili indipendenti. In particolare, i risultati della TS 2006-2008 verranno utilizzati per le 12 Cross Section del 2009; i risultati della TS 2007-2009 verranno utilizzati per le 12 Cross Section del 2010 etc. etc. Le stime dei premi per il rischio ottenuti dalle regressioni Cross Section saranno dunque oggetto di un test di significatività t di student.

Secondo l'analisi per dati Panel, introdurremo nel modello gli effetti fissi per gruppo e gli effetti temporali. Testeremo, dunque, la significatività delle dummy temporali e dei coefficienti stimati per valutare come e in che entità l'effetto tempo abbia influito nella variabilità del livello degli asset.

Considerando l'ampiezza dell'analisi, confronteremo due mercati e due dinamiche economiche tra loro differenti. Il mercato italiano, infatti, ha subito, nel periodo osservato, stimoli e problematiche diverse da quelle affrontate dal mercato inglese. Crediamo che differenti dinamiche si ripercuotano sulle stime dei beta e dei premi per il rischio in maniera differente. Interessante sarà anche confrontare l'introduzione della componente temporale, tramite analisi per Dati Panel, all'interno dei modelli, per constatare in che modo e con quali differenze le congiunture economiche abbiano avuto effetti sui due differenti mercati.

3.1.2 Le variabili indipendenti

Le variabili da noi implementate nel modello sono in parte riprese dal modello Chen, Ross e Roll (1986); tuttavia, abbiamo modificato la lista originaria per ampliare l'analisi e testare la significatività e rilevanza di altre variabili economico-finanziarie.

Le variabili del modello sono illustrate nella tabella 3.1.

Tabella 3.1 - Variabili indipendenti e loro derivazione

| | | |
|-------------------------------|---------------|---------------------------------------------------|
| FTSE All-Share | FTSE | $\ln(\text{FTSE}_t) - \ln(\text{FTSE}_{t-1})$ |
| Inflazione | IN | $\ln(\text{IN}_t) - \ln(\text{IN}_{t-1})$ |
| Tasso di cambio | EXR | $\ln(\text{EXR}_t) - \ln(\text{EXR}_{t-1})$ |
| Produzione industriale | MIP | $\ln(\text{MIP}_t) - \ln(\text{MIP}_{t-1})$ |
| Spread | Spread | $\ln(\text{Spread}_t) - \ln(\text{Spread}_{t-1})$ |
| Disoccupazione | UN | $\ln(\text{UN}_t) - \ln(\text{UN}_{t-1})$ |

Nella tabella 3.2 vengono riportate le principali statistiche descrittive inerenti le variabili indipendenti. Risultano coerenti, anche considerando il periodo analizzato, i valori della media e della mediana riscontrati.

Ricordiamo che tali variabili rappresentano le variazioni periodiche in termini logaritmici delle variabili base, per cui, ad esempio, la variabile Spread, non

misura il livello assoluto dello Spread nell'arco temporale ma misura la variazione della variabile rispetto al periodo precedente.

Dopo questa introduzione di carattere generale possiamo passare all'analisi individuale delle variabili.

Tabella 3.2 - Statistiche descrittive variabili indipendenti 2006-2013

| | FTSE | EXR | UN | MIP | Spread | IN |
|--------------------|-------------|------------|-----------|------------|---------------|-----------|
| Media | -0,006 | 0,002 | 0,005 | -0,002 | 0,025 | 0,002 |
| Mediana | -0,002 | 0,006 | 0,002 | 0,001 | 0,021 | 0,002 |
| Minimo | -0,170 | -0,116 | -0,057 | -0,044 | -0,243 | -0,004 |
| Massimo | 0,175 | 0,087 | 0,069 | 0,033 | 0,372 | 0,012 |
| Dev. Std. | 0,064 | 0,032 | 0,026 | 0,016 | 0,128 | 0,002 |
| Coeff. Var. | 10,844 | 20,775 | 4,761 | 7,347 | 5,139 | 1,330 |
| Asimmetria | -0,277 | -0,746 | 0,216 | -0,298 | 0,411 | 0,584 |
| Curtosi | 0,072 | 1,813 | -0,350 | 0,210 | -0,120 | 3,061 |
| 5% perc. | -0,124 | -0,063 | -0,037 | -0,034 | -0,170 | -0,002 |
| 95% perc. | 0,080 | 0,049 | 0,049 | 0,027 | 0,268 | 0,005 |
| Range | 0,082 | 0,034 | 0,036 | 0,016 | 0,163 | 0,003 |

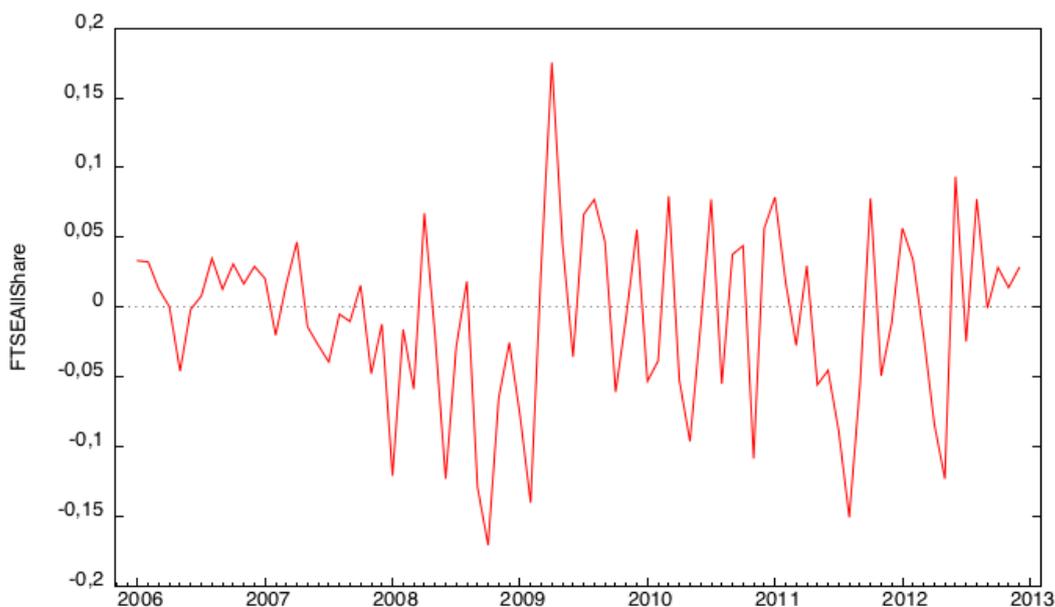
A. Indice FTSE All-Share (FTSE)

La performance mensile dell'indice di mercato è implementata nel modello come misura dell'andamento di mercato. Come definito nel paragrafo 1.1, i titoli azionari subiscono una componente di rischio non diversificabile, che, secondo le ipotesi del modello APT, influenza i rendimenti azionari in maniera lineare. Chiamiamo FTSE (t) la variabile che misura le variazioni dell'indice di mercato, calcolate come differenza logaritmica tra i valori dell'indice al tempo t e al tempo $t-1$.

$$FTSE = \ln (FTSE_t) - \ln(FTSE_{t-1})$$

Sottolineo che l'indice risulta essere nel nostro caso value-weighted, ovvero ponderato per la capitalizzazione di borsa delle società che ne fanno parte.

Figura 3.1 - Serie storica variazioni FTSE 2006-2012



Da una prima analisi della serie storica della variabile, risulta evidente una maggiore volatilità della variabile a partire dal 2008. Tale affermazione, calata all'interno del contesto politico-economico italiano di quegli anni, assume valore e plausibilità.

Tabella 3.3 - Correlazione tra FTSE All Share e rendimento dei portafogli

| | P1 | P2 | P3 | P4 | P5 | P6 | P7 | P8 | P9 | P10 |
|-------------|------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|
| FTSE | 0,97 | 0,831 | 0,772 | 0,502 | 0,87 | 0,87 | 0,78 | 0,877 | 0,763 | 0,66 |
| | P11 | P12 | P13 | P14 | P15 | P16 | P17 | P18 | P19 | P20 |
| FTSE | 0,65 | 0,727 | 0,581 | 0,755 | 0,757 | 0,68 | 0,385 | 0,543 | 0,595 | 0,526 |

Come si desume dalla Tabella 3.3, la correlazione tra portafogli e mercato è maggiore nei portafogli a più alta capitalizzazione. Inoltre, il segno di tale correlazione risulta coerente con la teoria economica.

B. Inflazione (IN)

E' risaputo che il comportamento di un investitore è sempre influenzato dalle variazioni del potere d'acquisto della moneta in cui si investe. Poiché elevati livelli di inflazione tendono a erodere il rendimento reale conseguito, è plausibile ipotizzare correlazione positiva fra le variazioni al rialzo del livello generale dei prezzi al consumo e il livello di rendimento richiesto dagli azionisti. Inoltre, in situazioni di forte inflazione, detenere moneta in forma liquida diviene un costo sempre più rilevante per il risparmiatore, che preferirà dunque rivolgere la propria ricchezza verso forme di investimento remunerative, come ad esempio le azioni. Il risultato di questo atteggiamento comporterà, a livello aggregato, un aumento della domanda di titoli azionari e un innalzamento dei prezzi degli stessi.

Definiamo $IN(t)$ la differenza logaritmica tra il livello di inflazione nel periodo t e nel periodo $t-1$ osservato dagli operatori:

$$IN = \ln(IN_t) - \ln(IN_{t-1})$$

La Tabella 3.4 individua le correlazioni tra variabile IN , che misura le variazioni periodali dell'inflazione, rispetto ai rendimenti dei portafogli. Tale correlazione non risulta essere molto elevata.

Tabella 3.4 - Correlazione tra I e rendimento dei portafogli

| | P1 | P2 | P3 | P4 | P5 | P6 | P7 | P8 | P9 | P10 |
|----|--------|--------|---------|--------|--------|-------|---------|--------|--------|--------|
| IN | 0,1814 | 0,1777 | 0,0977 | 0,1361 | 0,2330 | 0,192 | 0,2202 | 0,2707 | 0,2145 | 0,1996 |
| | P11 | P12 | P13 | P14 | P15 | P16 | P17 | P18 | P19 | P20 |
| IN | 0,1797 | 0,2504 | -0,0122 | 0,1513 | 0,1422 | 0,213 | -0,0078 | 0,1221 | 0,1079 | 0,2184 |

Il segno generalmente positivo conferma come l'inflazione elevata rappresenti un costo-opportunità nel detenere moneta in forma liquida, inducendo così gli operatori ad investire in attività rischiose.

C. Spread

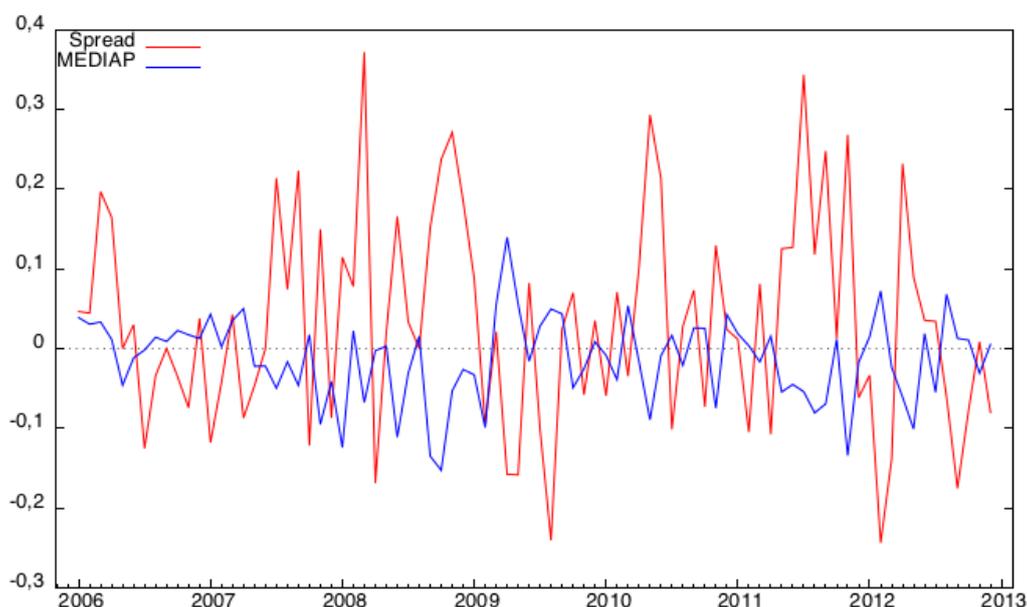
Costruiamo quindi la variabile Spread (t), definita come differenza logaritmica fra fra il livello in t e in t-1 del differenziale fra Bund tedeschi e BTP 10yr.:

$$\text{Spread} = \ln(\text{Spread}_t) - \ln(\text{Spread}_{t-1})$$

Con la costruzione di questa variabile riusciamo a cogliere, in maniera dinamica, la percezione che hanno gli investitori della situazione di stabilità economica dell'intera piazza domestica. In altri termini, in situazioni di squilibrio e dissesto economico finanziario del paese, i tassi richiesti sui titoli di stato a lungo termine aumenteranno, poiché gli investitori reputano il livello di rischio di default del paese in aumento.

Individuando l'ampiezza della forbice dei tassi di interesse sui titoli, riusciamo a cogliere la dinamica dei tassi di attualizzazione utilizzati dagli operatori per individuare i prezzi di equilibrio degli asset azionari. Inoltre, tale lettura risulta essere anche particolarmente interessante alla luce delle vicende che hanno interessato l'Italia durante la crisi finanziaria dei debiti sovrani del 2010. Includendo tale variabile all'interno del modello, cerchiamo di delineare elementi di casualità tra la situazione politico-economica dell'intero paese e l'andamento dei prezzi del listino azionario. L'inserimento di tale variabile all'interno del modello risulta essere alternativo alla variabile TERM, prevista nel modello di Chen, Roll e Ross (1986). La decisione di inserire lo Spread come misura di rischiosità del paese è nata nel tentativo di appurare la rilevanza che tale variabile ha assunto nella scena economica e politica italiana negli anni oggetto d'esame.

Figura 3.3 - Variazioni Spread vs variazioni Media Portafogli 2006 - 2012



E' prevedibile, quindi, ipotizzare una correlazione negativa fra la variabile Spread ed i prezzi azionari. Tale ipotesi è confermata mettendo a confronto l'andamento storico della variabile Spread con l'andamento storico della media dei rendimenti dei venti portafogli, come proposto nella Figura 3.3

Considerando gli andamenti della variabile come le variazioni percentuali della variabile nei periodi osservati, è evidente una relazione inversa fra la variabile Spread e la media dei rendimenti dei 20 portafogli costruiti al fine dell'analisi: quando lo spread subisce variazioni in positivo, il rendimento medio dei portafogli subisce variazioni in negativo; al contrario, alle variazioni in negativo dello spread corrispondono variazioni in positivo dei rendimenti azionari.

Tale correlazione negativa può essere confermata tramite un'analisi statistica specifica:

$$\text{corr}(\text{Spread}, \text{MEDIAP}) = -0,61936428$$

Sotto l'ipotesi nulla di non correlazione:

$$t(82) = -7,14375, \text{ con p-value a due code } 0,0000$$

Rigettiamo dunque l'ipotesi nulla di non correlazione. Il coefficiente di correlazione è pari a -0,62 ed è indicativo di un forte legame fra le variabili.

Tabella 3.5 - Correlazione tra Spread e rendimento dei portafogli

| | P1 | P2 | P3 | P4 | P5 | P6 | P7 | P8 | P9 | P10 |
|---------------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|
| Spread | -0,5937 | -0,5873 | -0,4255 | -0,3560 | -0,6434 | -0,573 | -0,5980 | -0,5493 | -0,5127 | -0,4736 |
| | P11 | P12 | P13 | P14 | P15 | P16 | P17 | P18 | P19 | P20 |
| Spread | -0,5617 | -0,5383 | -0,5327 | -0,6592 | -0,6367 | -0,432 | -0,4186 | -0,4387 | -0,4266 | -0,5855 |

Nella Tabella 3.5 individuiamo le correlazioni fra la variabile Spread e i rendimenti dei 20 portafogli. Si conferma il segno negativo della correlazione; tuttavia la differente composizione dei portafogli in base alla capitalizzazione dei titoli sembra non avere importanti effetti sull'entità di tale correlazione.

D. Indice di produzione industriale mensile (MIP)

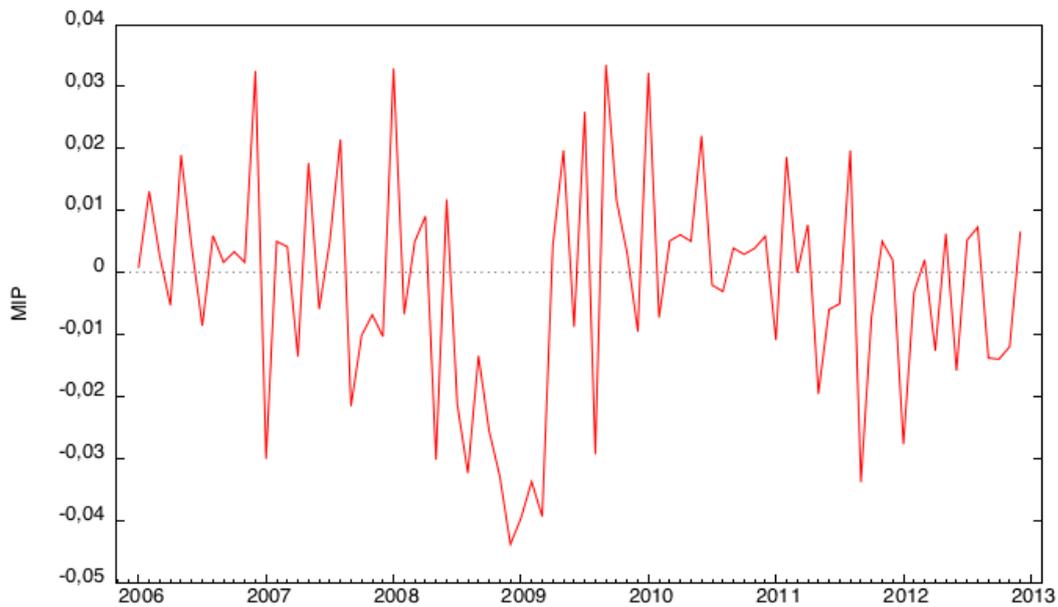
E' ipotizzabile che variazioni al rialzo dell'indice di produzione industriale siano associabili a periodi di espansione economica e di attivazione di nuovi investimenti nell'economia reale. Lo specchio finanziario di tale dinamica dell'economia reale è proprio la piazza di borsa.

Chiamiamo dunque MIP (t) la variazione dell'indice di produzione industriale mensile.

$$MIP = \ln(MIP_t) - \ln(MIP_{t-1})$$

Nella Figura 3.4 analizziamo la serie storica della variabile MIP: è individuabile il trend negativo assunto dalla stessa dal periodo iniziale della crisi; dopo un periodo di forte andamento al ribasso tra il 2008 e il 2009, si registrano variazioni in positivo fino a metà 2011. Dalla seconda metà del 2011 le variazioni negative si accentuano nuovamente e risultano predominanti.

Figura 3.4 - Serie storica variabile MIP 2006 - 2012



Nella Tabella 3.6 sono riportati gli indici di correlazione tra la variabile MIP e i rendimenti dei portafogli.

Seppur ipotizzabile una relazione macroeconomica tra l'indice di produzione industriale e il mercato azionario, non sembra, nei dati, possibile riscontrare tale correlazione. Analisi successive ci forniranno maggiori informazioni circa la bontà e la significatività di tale variabile.

Tabella 3.6 - Correlazione tra MIP e rendimento dei portafogli

| | P1 | P2 | P3 | P4 | P5 | P6 | P7 | P8 | P9 | P10 |
|------------|--------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|---------|--------|--------|
| MIP | 0,0464 | -0,0894 | -0,0099 | -0,0427 | 0,0043 | 0,193 | 0,0907 | 0,0379 | 0,1045 | 0,185 |
| | P11 | P12 | P13 | P14 | P15 | P16 | P17 | P18 | P19 | P20 |
| MIP | 0,0335 | -0,0355 | 0,0872 | 0,1383 | -0,0365 | -0,009 | 0,0644 | -0,0291 | 0,0019 | 0,2261 |

E. Tasso di cambio dollari/euro(EXR)

Il tasso di cambio dollari / euro si inserisce all'interno del modello come indicatore macroeconomico della competitività della piazza italiana rispetto alle altre piazze in valuta estera. Investimenti in Italia, e quindi in euro, assumono maggior valore in situazioni di forte potere valutario dell'euro. La teoria macroeconomica ci aiuta in questa direzione, individuando nell'Uncovered Interest Rate Parity (UIP), la relazione che lega rendimenti degli asset e tassi di cambio, determinando l'equilibrio macroeconomico sul mercato dei cambi.

Per la UIP, infatti, si ha:

$$R_{\epsilon} = R_{\$} + (E^* - E) / E$$

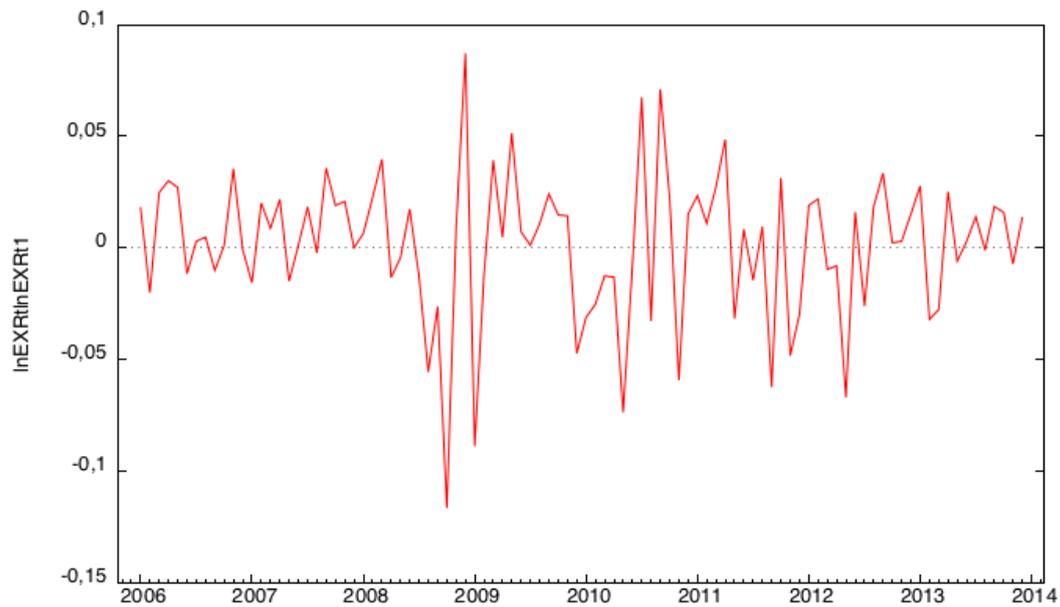
Con R_{ϵ} il rendimento delle attività in euro, $R_{\$}$ il rendimento delle attività in dollari, E^* il tasso di cambio atteso euro/dollari ed E il tasso di cambio spot euro/dollari. A fronte di variazioni positive dei rendimenti in euro, maggiori investitori stranieri vorranno investire negli asset denominati in euro. Per investire in euro, si assisterà, a livello aggregato, ad un apprezzamento dell'euro sul dollaro, poiché, intuitivamente, saranno maggiori gli operatori che al cambio valutario chiederanno euro da investire. E' vero anche il contrario.

Definiamo, dunque, la variabile EXR come segue:

$$EXR = \ln (EXR_t) - \ln(EXR_{t-1})$$

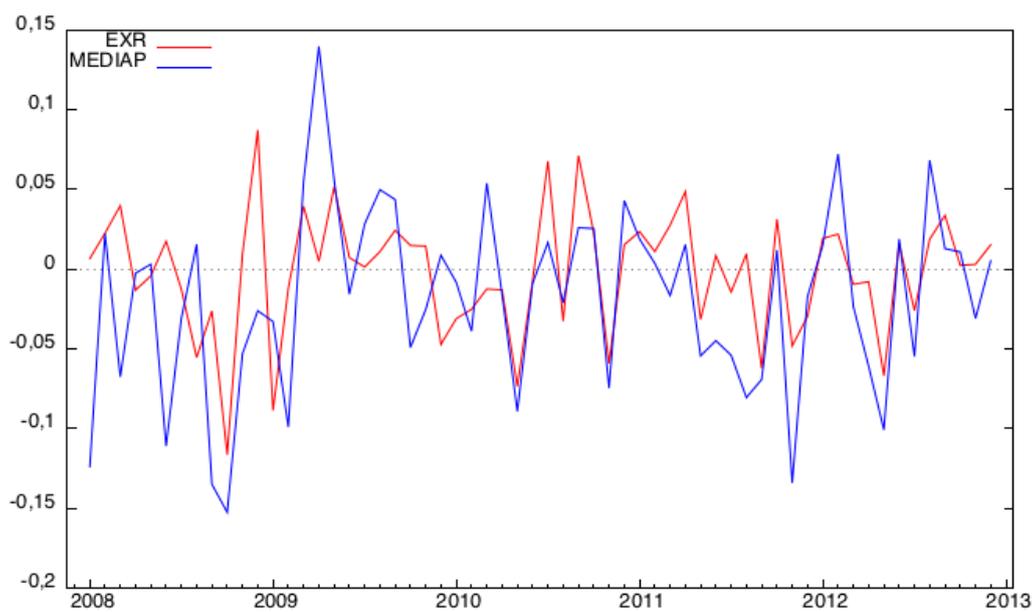
La figura 3.5 mostra l'andamento della variabile EXR dal 2006 al 2013. Come per la variabile MIP, è importante notare una maggiore volatilità a partire dal 2008 ed una successiva stabilizzazione solo da fine 2012.

Figura 3.5 - Serie storica variabile EXR 2006 - 2013



A dimostrazione di quanto affermato circa la relazione fra tassi di rendimento e tasso di cambio, la figura 3.6 mostra l'andamento della variabile EXR da noi derivata, in relazione all'andamento della variabile che misura le variazioni del rendimento medio dei Portafogli.

Figura 3.6 - Media Portafogli vs EXR 2008 - 2012



Sembra dunque esistere una relazione diretta fra tasso di cambio e rendimenti azionari, poiché a variazioni negative del tasso di cambio, ovvero di deprezzamento dell'euro, corrispondono variazioni negative del portafoglio. Anche in situazioni opposte sembra valere tale relazione.

Tabella 3.7 - Correlazione tra EXR e rendimento dei portafogli

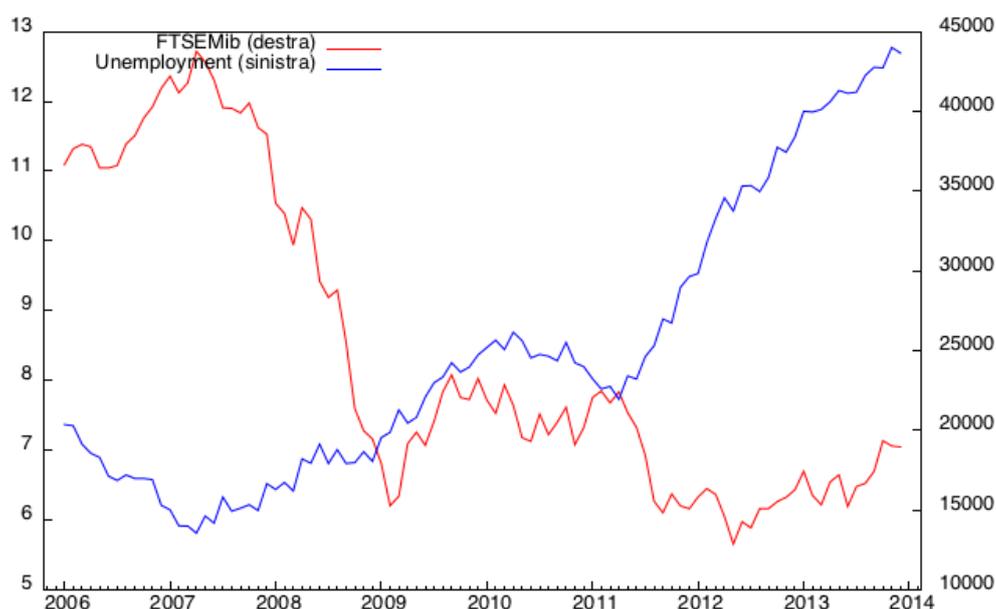
| | P1 | P2 | P3 | P4 | P5 | P6 | P7 | P8 | P9 | P10 |
|------------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|
| EXR | 0,4837 | 0,4495 | 0,2820 | 0,2832 | 0,4926 | 0,492 | 0,5011 | 0,4908 | 0,4044 | 0,5017 |
| | P11 | P12 | P13 | P14 | P15 | P16 | P17 | P18 | P19 | P20 |
| EXR | 0,4495 | 0,3469 | 0,3528 | 0,3697 | 0,2639 | 0,49 | 0,2574 | 0,2820 | 0,3597 | 0,2536 |

La tabella 3.7 individua tale correlazione che esiste tra la variabile EXR e il rendimento dei portafogli. L'effetto "size" sembra valere anche in questo caso, per cui si registra una correlazione tendenzialmente maggiore tra i portafogli ad alta capitalizzazione e EXR.

F. Tasso di disoccupazione (UN)

Introducendo il tasso di disoccupazione all'interno del modello si cerca di cogliere un'ulteriore dimensione macroeconomica della stabilità dell'intero sistema-paese. Situazioni di generale recessione sono caratterizzate da elevati tassi di disoccupazione così come andamenti al ribasso dei valori azionari. Considerando tale variabile, si cerca di cogliere ancora una volta, come fatto con l'MIP, la contropartita finanziaria dell'andamento congiunturale delle attività economiche reali.

Figura 3.7 - FTSE Mib vs tasso di disoccupazione 2006 - 2014

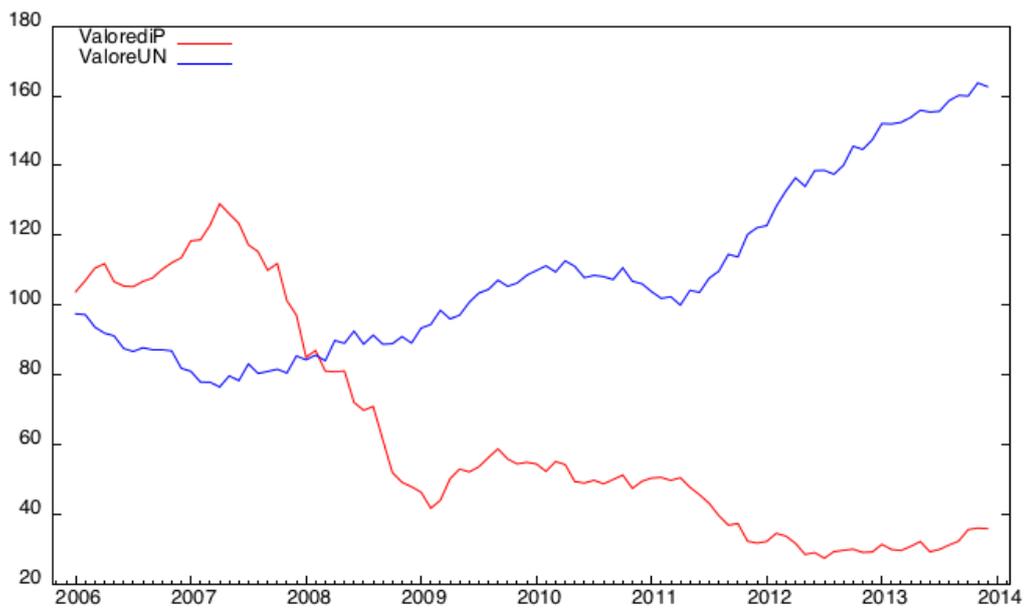


Nella figura 3.7 è messo a confronto, in termini assoluti, l'andamento del FTSE Mib e del tasso di disoccupazione. E' nostro interesse definire la significatività del fattore disoccupazione e la sua capacità, per ora ipotetica, di rivestire un ruolo nel pricing azionario. Sottolineo che in questo grafico vengono riportati gli andamenti "puri" delle variabili e non le differenze logaritmiche. Nello specifico, tra il 2006 e il 2007, si assiste ad un innalzamento dell'indice di mercato accompagnato da una leggera diminuzione del tasso di disoccupazione. A partire dal 2007, l'indice FTSE Mib comincia a diminuire sensibilmente; tale dinamica è accompagnata da un progressivo innalzamento del tasso di disoccupazione. Nonostante un periodo di volatilità e di assenza di trend registrato dal 2009 a fine 2010, registrato per l'indice di mercato, a partire dal 2011 è evidente un forte ricaduta del FTSE Mib e una costante e rapida salita del tasso di disoccupazione.

Interessante anche analizzare l'andamento in termini assoluti del tasso di disoccupazione rispetto all'andamento in termini assoluti della media dei portafogli da noi creati. Come riportato nella figura 3.8, all'inizio del 2006 vengono indicizzati a 100 i valori delle serie base della disoccupazione e del

rendimento medio dei portafogli. Ad una prima analisi sembra individuabile una relazione inversa fra tasso di disoccupazione e valore del portafoglio.

Figura 3.8 - Tasso di disoccupazione vs Rendimento medio Portafogli nel periodo 2006 - 2013 (base comune =100)



Definiamo dunque la variabile UN:

$$UN = \ln (UN_t) - \ln (UN_{t-1})$$

La variabile UN misura la variazione del livello di disoccupazione su base mensile e ci aspettiamo correlazione negativa fra livello dei prezzi azionari e tasso di disoccupazione.

Dall'analisi della tabella 3.8, tuttavia, sembra venir meno tale correlazione. La correlazione tra la variabile UN e il rendimento dei portafogli è prossima allo zero e la non stabilità del segno sembra suggerire una sua non significatività. Sarà

interessante vedere se e in che misura l'andamento della variabile UN riesce a spiegare il pricing dei titoli.

Tabella 3.8 - Correlazione tra UN e rendimento dei portafogli

| | P1 | P2 | P3 | P4 | P5 | P6 | P7 | P8 | P9 | P10 |
|-----------|--------|---------|--------|--------|---------|-------|---------|---------|--------|--------|
| UN | 0,0202 | -0,0756 | 0,0287 | 0,0906 | -0,0538 | -0,05 | -0,0368 | -0,0142 | 0,0156 | -0,132 |
| | P11 | P12 | P13 | P14 | P15 | P16 | P17 | P18 | P19 | P20 |
| UN | 0,0768 | -0,1343 | 0,0622 | 0,0359 | 0,0928 | 0,008 | 0,1193 | 0,0330 | 0,0236 | 0,0323 |

Dopo aver definito singolarmente le variabili indipendenti implementate nel modello, risulta opportuno un'analisi congiunta delle stesse.

Tabella 3.9 - Indici di correlazione tra le variabili indipendenti

| Gennaio 2006 - Dicembre 2013 | | | | | | | |
|------------------------------|------|-------|-------|--------|--------|--------|-------|
| | FTSE | I | EXR | UN | MIP | Spread | VIF |
| FTSE | | 0,083 | 0,458 | -0,027 | 0,069 | -0,594 | 1,836 |
| I | | | 0,176 | -0,089 | 0,078 | -0,123 | 1,050 |
| EXR | | | | -0,132 | 0,115 | -0,254 | 1,323 |
| UN | | | | | -0,185 | -0,077 | 1,073 |
| MIP | | | | | | -0,090 | 1,054 |
| Spread | | | | | | | 1,593 |

Nella Tabella 3.9 viene riportata la matrice degli indici di correlazione tra le variabili indipendenti. La variabile FTSE All-Share risulta inversamente correlata con la variabile Spread e positivamente correlata con la variabile EXR. La variabile I non presenta forti correlazioni ad eccezione di una leggera correlazione positiva con la variabile EXR. Quest'ultima presenta, a sua volta, correlazione negativa con la variabile Spread. Una leggera correlazione positiva è anche individuata, logicamente, tra le variabile UN e MIP.

Tabella 3.10 - Correlazione le variabili indipendenti e rendimento medio portafogli

| | Indice di correlazione | p-value a due code |
|---------------|-------------------------------|---------------------------|
| FTSE | 0,8906 | 0,0000 |
| Spread | -0,6364 | 0,0000 |
| MIP | 0,0675 | 0,5137 |
| UN | -0,0540 | 0,6013 |
| EXR | 0,4401 | 0,0000 |
| I | 0,0479 | 0,6431 |

Nella Tabella 3.10 riassumiamo gli indici di correlazione e i relativi test di significatività tra variabili indipendenti e il rendimento medio dei portafogli. Come suggerisce la teoria economica la correlazione è positiva fra rendimento e FTSE, MIP, EXR e I e negativa fra rendimento e Spread e UN.

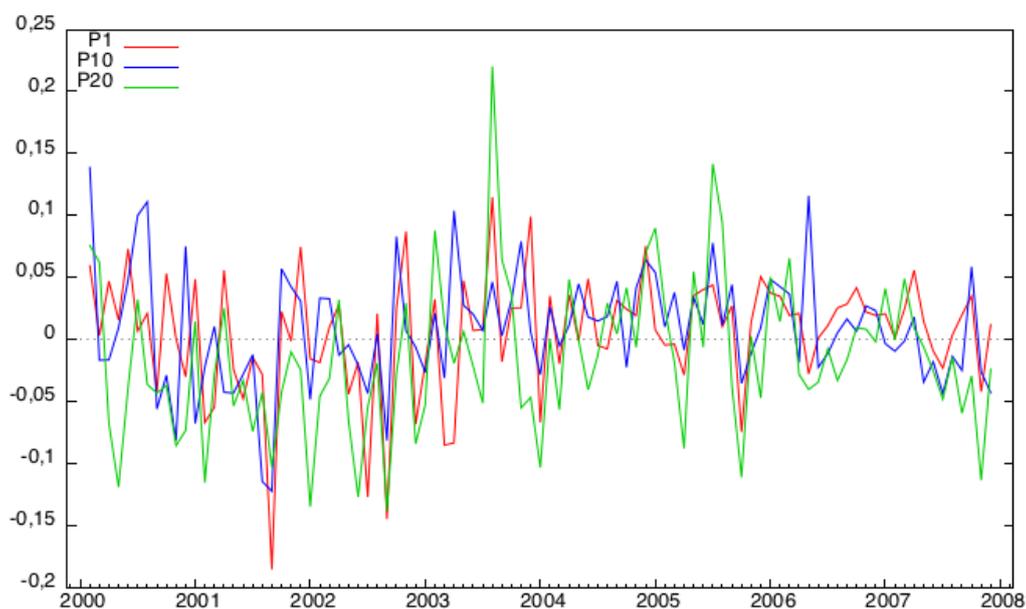
3.1.3 Le variabili dipendenti: i titoli e i portafogli

L'oggetto della nostra analisi si basa sull'individuazione e sulla misurazione della capacità delle variabili indipendenti di prezzare i titoli azionari. Per far questo, dunque, abbiamo preso in considerazione come variabile dipendente le variazioni logaritmiche periodali dei prezzi azionari. Il Mercato Telematico Azionario italiano è composto dai seguenti indici:

- FTSE MIB, composto dai 40 titoli a più alta capitalizzazione presenti nel listino Borsa Italiana
- FTSE Italia Mid Cap, composto dai 60 titoli a maggiore capitalizzazione, immediatamente successivi ai titoli compresi nel FTSE MIB
- FTSE Italia Small Cap, composto da tutte le altre azioni al di fuori dell'indice FTSE MIB e FTSE Mid Cap
- FTSE Italia Micro Cap, composto dalle società a più bassa capitalizzazione non incluse nei precedenti indici.

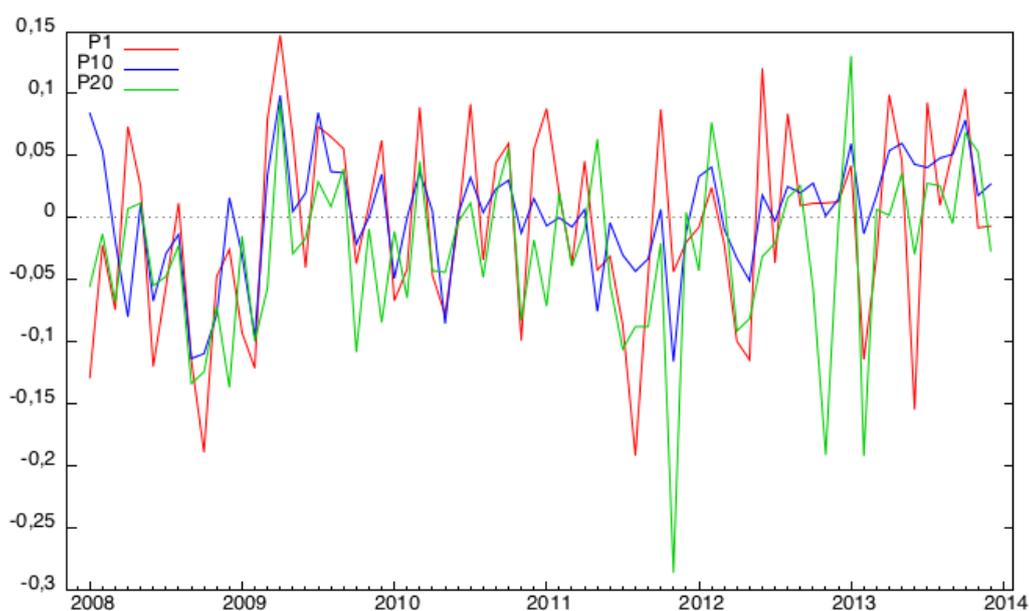
La nostra analisi prende in considerazione più di 200 azioni attualmente quotate in Borsa Italiana, le cui serie storiche risultano complete dal Gennaio 2006. Tali azioni vengono raggruppate in base alla capitalizzazione di mercato in 20 portafogli. In Appendice è allegata la lista dei portafogli creati e delle corrispondenti azioni che ne fanno parte. Come indicato in precedenza, il raggruppamento dei titoli in portafoglio ha l'obiettivo di rendere i beta stimati più stabili e di limitare il fenomeno dell'*errors-in-variable*, derivante dall'utilizzo dei beta stimati come variabili indipendenti nelle successive regressioni Cross Section. Evidenza empirica, Banz (1981) mostra come il *size* delle imprese sia di fatto correlato con i rendimenti medi. Altri studi, propri dell'analisi di tipo fondamentale, mostrano come nel lungo periodo, imprese ad alta capitalizzazione tendono a conseguire rendimenti più bassi e ma con minore variabilità; al contrario, imprese di piccole dimensioni risultano avere alta volatilità dei rendimenti e rendimenti medi tendenzialmente più elevati.

Figura 3.9 - Variazioni mensili Portafoglio 1,10 e 20 a confronto: 2000-2007



Interessante osservare nella figura 3.9 come, nel periodo 2000 - 2008, tale ipotesi circa la correlazione fra rendimenti e *size* venga quantomeno rispettata: il Portafoglio 20 presenta oscillazioni più marcate e un andamento più volatile rispetto al Portafoglio 1 e al Portafoglio 10.

Figura 3.10 - Variazioni mensili Portafoglio 1,10 e 20 a confronto: 2008-2013



Diversamente invece di quanto previsto, nel periodo 2008 - 2013 sembra più difficile accentare l'ipotesi prima individuata. Con riferimento alla figura 3.10, individuamo i rendimenti associati ai portafogli 1, 10 e 20 tra il 2008 e il 2013. Per quanto è evidente una forte volatilità del portafoglio 20, risulta più difficile accettare senza dubbi la relazione fra *size* e rendimenti.

Nella Tabella 3.10, nella pagina seguente, sono riportate le statistiche descrittive riguardanti i portafogli creati. Il periodo oggetto d'esame, come detto, è dal Gennaio 2006 al Dicembre 2013.

La specificazione del modello multi-fattoriale è, dunque, la seguente:

$$R = \alpha + \beta_{FTSE} FTSE + \beta_I I + \beta_{Spread} Spread + \beta_{MIP} MIP + \beta_{EXR} EXR + \beta_{UN} UN + \varepsilon$$

Nel paragrafo successivo esporremo i risultati della regressione multipla sui venti portafogli creati ed esporremo le stime dei coefficiente beta ottenuti dalle regressioni. Solo a quel punto potremmo applicare sia la regressione Fama-MacBeth sia la regressione per Dati Panel, con le quali stimeremo i premi per il rischio.

Tabella 3.11 - Statistiche descrittive Portafogli 2006 - 2013

| | Media | Mediana | Minimo | Massimo | Dev.Std. | Co.Var. | Asimmetria | Curtosi | 5%perc. | 95%perc. | Range |
|--------|----------|----------|----------|----------|----------|---------|------------|---------|----------|----------|----------|
| P1 | -0,00213 | 0,010769 | -0,19159 | 0,14712 | 0,067432 | 31,629 | -0,53808 | 0,19325 | -0,12224 | 0,093743 | 0,084844 |
| P2 | -0,00752 | -0,00453 | -0,17745 | 0,19001 | 0,066655 | 8,8582 | 0,1267 | 0,68416 | -0,12122 | 0,11531 | 0,067207 |
| P3 | -0,00304 | 0,002214 | -0,19359 | 0,2375 | 0,071745 | 23,589 | -0,02561 | 1,9086 | -0,15644 | 0,094337 | 0,081767 |
| P4 | -0,01809 | 0,002016 | -0,90502 | 0,19454 | 0,11669 | 6,4524 | -4,5846 | 32,91 | -0,14207 | 0,10587 | 0,10042 |
| P5 | -0,00024 | 0,005009 | -0,17994 | 0,19887 | 0,069872 | 292,09 | -0,39614 | 0,23553 | -0,13371 | 0,090772 | 0,089924 |
| P6 | -0,01142 | -0,00275 | -0,64134 | 0,2792 | 0,10672 | 9,3412 | -1,9201 | 11,852 | -0,16498 | 0,12763 | 0,10906 |
| P7 | -0,00095 | 0,0012 | -0,18761 | 0,18339 | 0,05668 | 59,473 | -0,25414 | 1,5216 | -0,09467 | 0,089954 | 0,067213 |
| P8 | -0,00437 | 0,010551 | -0,22366 | 0,16571 | 0,064692 | 14,815 | -0,78133 | 1,1905 | -0,12796 | 0,075633 | 0,079486 |
| P9 | -0,0015 | -0,00032 | -0,20599 | 0,138 | 0,056635 | 37,727 | -0,56335 | 1,2348 | -0,11494 | 0,083698 | 0,072074 |
| P10 | 0,002719 | 0,005146 | -0,1158 | 0,116 | 0,044775 | 16,467 | -0,41092 | 0,53435 | -0,08678 | 0,07965 | 0,053468 |
| P11 | -0,01407 | -0,00173 | -0,37243 | 0,15298 | 0,078442 | 5,5751 | -1,3543 | 3,7592 | -0,17618 | 0,09398 | 0,080404 |
| P12 | -0,00489 | -0,00517 | -0,14873 | 0,1692 | 0,05723 | 11,715 | 0,099266 | 0,32822 | -0,09687 | 0,086204 | 0,078214 |
| P13 | -0,01218 | -0,00499 | -0,21987 | 0,1497 | 0,062626 | 5,1433 | -0,44621 | 0,73023 | -0,13338 | 0,085464 | 0,070276 |
| P14 | -0,01558 | -0,01227 | -0,19918 | 0,14743 | 0,064028 | 4,1092 | -0,26142 | 0,348 | -0,12581 | 0,090931 | 0,081595 |
| P15 | -0,01034 | -0,00208 | -0,23096 | 0,2188 | 0,071942 | 6,9576 | -0,36727 | 1,8764 | -0,1545 | 0,10239 | 0,072834 |
| P16 | -0,01445 | -0,01326 | -0,24771 | 0,18707 | 0,073851 | 5,1107 | -0,48529 | 1,2613 | -0,14 | 0,099707 | 0,081901 |
| P17 | -0,02296 | -0,01686 | -0,2135 | 0,14764 | 0,06144 | 2,6765 | 0,10117 | 0,78738 | -0,11414 | 0,08129 | 0,074918 |
| P18 | -0,00812 | -0,00252 | -0,2286 | 0,11014 | 0,059014 | 7,2701 | -0,83857 | 1,7233 | -0,1097 | 0,077133 | 0,068903 |
| P19 | -0,00966 | -0,00208 | -0,14094 | 0,093147 | 0,055948 | 5,7939 | -0,47879 | -0,4974 | -0,11814 | 0,069336 | 0,079719 |
| P20 | -0,02424 | -0,01727 | -0,286 | 0,13046 | 0,062625 | 2,5841 | -0,97332 | 2,7344 | -0,13398 | 0,065973 | 0,066964 |
| MEDIAP | -0,00915 | 0,000288 | -0,15252 | 0,13947 | 0,05323 | 5,817 | -0,38265 | 0,31568 | -0,11296 | 0,068763 | 0,070461 |

3.2 Applicazione del modello di regressione ai dati

Il seguente paragrafo si dividerà nelle seguenti tre parti:

- stima dei coefficienti beta attraverso regressioni Time Series triennali
- regressione Fama-MacBeth
- regressione per Dati Panel
- confronto con i risultati ottenuti dall'applicazione del modello nel mercato inglese

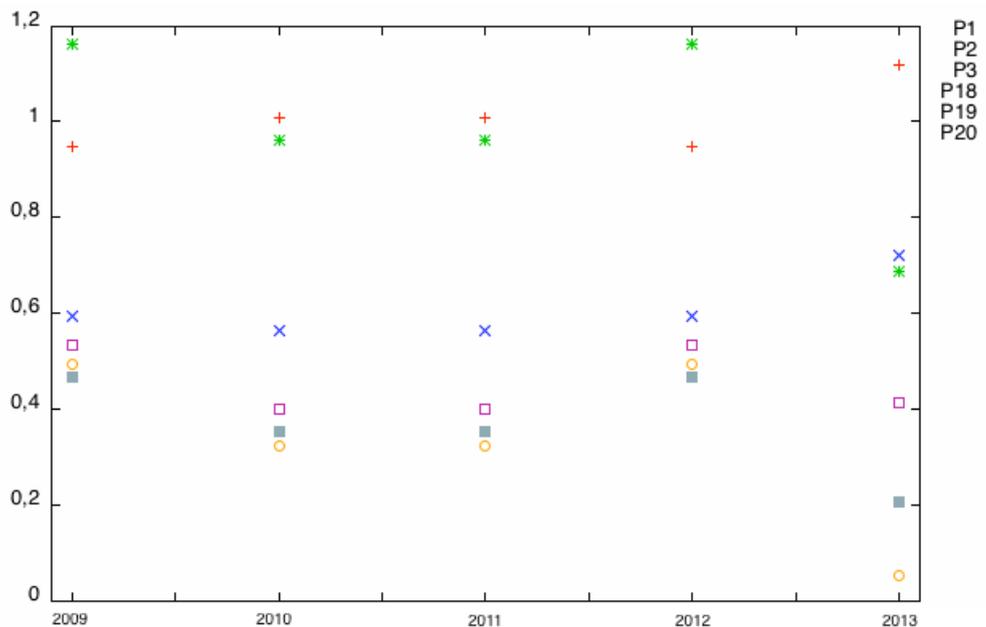
3.2.1 Stima dei beta delle variabili indipendenti

Il primo passo da compiere consiste nel calcolare i coefficienti beta del modello, regredendo i rendimenti mensili dei portafogli sulla serie storica delle variabili indipendenti. Ricordiamo che il numero di portafogli è pari a 20, le osservazioni raccolte sono su base mensile e i sotto-periodi triennali analizzati sono pari a 5, per cui vengono effettuate un totale di 100 regressioni Time Series. I risultati delle regressioni sono esposti nella Tabella 3.11, nelle pagine successive. Le regressioni Time Series effettuate sono generalmente caratterizzate da un elevato coefficiente R-quadro, misura di un buon livello di adattamento del modello ai dati. Il coefficiente FTSE All Share risulta fortemente significativo nella quasi totalità delle regressioni, come era logico immaginare.

Nella Figura 3.11 viene riportato il livello dei coefficienti FTSE All-Share stimati nelle diverse finestre temporali, per un sotto campione di portafogli. Proponendo le stime riguardanti i portafogli a più alta capitalizzazione (P1, P2 e P3) e i portafogli a più bassa capitalizzazione (P18, P19, P20) risulta evidente la diversa relazione fra portafogli e andamento di mercato. Intuitivamente, portafogli composti da titoli di società molto capitalizzate “seguono” e replicano l’andamento generale del mercato, che ricordiamo, ha per definizione un beta pari a 1. Al contrario, i portafogli composti da titoli a bassa capitalizzazione, seppure registrando un beta maggiore di 0, e che quindi induce il titolo a muoversi nella

stessa direzione del mercato, sembrano non riproporre correttamente la stessa relazione sistematica titolo-mercato.

Figura 3.11 - Beta FTSE All Share in diversi portafogli: 2006 - 2013



Ricordiamo, inoltre, che come evidenziato nel paragrafo 3.1.2 , i titoli a bassa capitalizzazione presentano rendimenti tendenzialmente più volatili e per questo, tali società, assumono un profilo di rischio-rendimento più elevato. Poiché dai beta risultati dalle regressioni TS, i titoli non sembrano replicare a pieno l'andamento del mercato, risulta evidente la tendenza di questi titoli a seguire dinamiche studiate ed evidenziate da un'analisi di tipo fondamentale. Probabilmente, la componente di rischio specifico, sensibilmente più rilevante nei titoli a bassa capitalizzazione, risulta essere la migliore spiegazione a questo fenomeno: l'andamento dei titoli a bassa capitalizzazione segue l'andamento del mercato, ma questo è principalmente determinato dalle dinamiche proprie dell'azienda e dall'attività economica da essa svolta.

Tabella 3.12 - Coefficienti β delle variabili indipendenti per sub-periodo

| A. Gennaio 2006 - Dicembre 2008 | | | | | | | | | | | | | B. Gennaio 2007 - Dicembre 2009 | | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|----------------|-------------------|----------|-----|-------|--------|---------------------------------|--------|--------|--------|----------------|-------------------|----------|--|--|--|--|--|--|
| | FTSE | Spread | EXR | MIP | I | UN | R ² | R ² -a | P.V. (F) | | FTSE | Spread | EXR | MIP | I | UN | R ² | R ² -a | P.V. (F) | | | | | | |
| P1 | 0,973 | -0,030 | 0,158 | -0,045 | -0,861 | 0,121 | 0,945 | 0,934 | 0,000 | P1 | 0,911 | -0,039 | 0,238 | -0,050 | -1,004 | 0,163 | 0,953 | 0,943 | 0,000 | | | | | | |
| P2 | 0,650 | -0,006 | 0,060 | -0,072 | 0,887 | -0,503 | 0,714 | 0,655 | 0,000 | P2 | 0,568 | -0,028 | 0,013 | -0,360 | -0,876 | -0,301 | 0,727 | 0,670 | 0,000 | | | | | | |
| P3 | 1,097 | 0,017 | -0,302 | -0,314 | 1,055 | -0,211 | 0,911 | 0,893 | 0,019 | P3 | 1,212 | 0,020 | -0,012 | -0,567 | -0,229 | -0,007 | 0,828 | 0,792 | 0,000 | | | | | | |
| P4 | 1,115 | 0,034 | -0,298 | -0,223 | 3,298 | -0,025 | 0,824 | 0,787 | 0,000 | P4 | 1,005 | -0,002 | -0,266 | -0,292 | 2,798 | 0,018 | 0,875 | 0,849 | 0,000 | | | | | | |
| P5 | 1,202 | 0,022 | 0,086 | -0,569 | 4,696 | -0,358 | 0,806 | 0,766 | 0,034 | P5 | 0,892 | -0,068 | 0,061 | -0,515 | 2,004 | -0,256 | 0,754 | 0,700 | 0,000 | | | | | | |
| P6 | 1,184 | -0,028 | 0,243 | -0,388 | 2,563 | -0,115 | 0,781 | 0,735 | 0,000 | P6 | 1,160 | -0,133 | 0,307 | 0,428 | -3,292 | -0,060 | 0,822 | 0,784 | 0,000 | | | | | | |
| P7 | 0,795 | -0,046 | 0,367 | -0,263 | 1,594 | -0,181 | 0,715 | 0,656 | 0,000 | P7 | 0,592 | -0,123 | 0,308 | -0,264 | 0,611 | -0,167 | 0,704 | 0,643 | 0,000 | | | | | | |
| P8 | 1,223 | 0,067 | 0,178 | -0,390 | 4,137 | -0,056 | 0,771 | 0,720 | 0,000 | P8 | 1,008 | 0,022 | 0,383 | -0,465 | 4,319 | -0,035 | 0,820 | 0,783 | 0,000 | | | | | | |
| P9 | 0,980 | 0,046 | 0,303 | -0,232 | 4,096 | -0,042 | 0,746 | 0,693 | 0,000 | P9 | 0,785 | 1,244 | 0,226 | 0,002 | 0,172 | -0,201 | 0,704 | 0,643 | 0,000 | | | | | | |
| P10 | 0,135 | -0,081 | 0,548 | 0,506 | 4,241 | -0,474 | 0,466 | 0,356 | 0,004 | P10 | 0,457 | 0,015 | 0,190 | 0,291 | 2,500 | -0,252 | 0,491 | 0,386 | 0,002 | | | | | | |
| P11 | 1,379 | 0,066 | -0,132 | -0,505 | 0,516 | -0,081 | 0,768 | 0,719 | 0,000 | P11 | 0,951 | 0,016 | 0,048 | -0,398 | -2,963 | 0,070 | 0,628 | 0,551 | 0,000 | | | | | | |
| P12 | 0,991 | 0,102 | -0,337 | -0,799 | 1,643 | -0,772 | 0,728 | 0,672 | 0,000 | P12 | 0,724 | 0,007 | -0,141 | -0,817 | -0,772 | -0,606 | 0,704 | 0,643 | 0,000 | | | | | | |
| P13 | 0,497 | -0,137 | 0,014 | -0,420 | -10,3 | -0,236 | 0,623 | 0,547 | 0,000 | P13 | 0,414 | -0,159 | 0,191 | -0,563 | -12,1 | -0,054 | 0,672 | 0,604 | 0,000 | | | | | | |
| P14 | 0,987 | -0,025 | -0,402 | -0,150 | 0,294 | 0,039 | 0,639 | 0,564 | 0,000 | P14 | 0,667 | -0,153 | -0,098 | 0,087 | -2,608 | 0,026 | 0,676 | 0,609 | 0,000 | | | | | | |
| P15 | 1,447 | 0,013 | -0,280 | -0,559 | -0,877 | 0,132 | 0,768 | 0,720 | 0,000 | P15 | 1,112 | -0,102 | -0,217 | -0,868 | -2,613 | 0,064 | 0,767 | 0,719 | 0,000 | | | | | | |
| P16 | 1,122 | -0,011 | 0,325 | -0,391 | 2,858 | -0,460 | 0,697 | 0,635 | 0,000 | P16 | 0,822 | -0,078 | 0,707 | -0,708 | -1,345 | -0,010 | 0,717 | 0,658 | 0,000 | | | | | | |
| P17 | 0,390 | -0,069 | -0,067 | 0,084 | -7,690 | -0,510 | 0,437 | 0,321 | 0,007 | P17 | 0,469 | -0,062 | 0,140 | -0,383 | -8,308 | -0,166 | 0,418 | 0,298 | 0,010 | | | | | | |
| P18 | 0,585 | -0,097 | 0,167 | -0,604 | -2,780 | -0,131 | 0,516 | 0,416 | 0,001 | P18 | 0,494 | -0,040 | 0,272 | -0,799 | -2,004 | 0,144 | 0,478 | 0,370 | 0,003 | | | | | | |
| P19 | 0,776 | -0,006 | -0,312 | -0,774 | 2,662 | -0,661 | 0,552 | 0,460 | 0,000 | P19 | 0,564 | -0,072 | -0,179 | -0,424 | -2,732 | -0,439 | 0,546 | 0,452 | 0,000 | | | | | | |
| P20 | 0,669 | -0,014 | -0,266 | 0,490 | 4,491 | -0,084 | 0,631 | 0,554 | 0,000 | P20 | 0,465 | -0,072 | -0,262 | 0,539 | 1,438 | 0,061 | 0,604 | 0,522 | 0,000 | | | | | | |

C. Gennaio 2008 - Dicembre 2010

D. Gennaio 2009 - Dicembre 2011

| | FTSE | Spread | EXR | MIP | I | UN | R ² | R ² -a | P.V. (F) | | FTSE | Spread | EXR | MIP | I | UN | R ² | R ² -a | P.V. (F) |
|-----|-------|--------|--------|--------|--------|--------|----------------|-------------------|----------|-----|-------|--------|--------|--------|--------|--------|----------------|-------------------|----------|
| P1 | 0,948 | -0,017 | 0,130 | -0,055 | -1,075 | 0,083 | 0,959 | 0,950 | 0,000 | P1 | 1,007 | 0,025 | 0,155 | -0,295 | -1,248 | -0,095 | 0,962 | 0,955 | 0,000 |
| P2 | 0,594 | -0,024 | 0,088 | -0,502 | -0,641 | -0,241 | 0,793 | 0,750 | 0,000 | P2 | 0,566 | -0,112 | -0,100 | -0,412 | -0,249 | 0,113 | 0,788 | 0,745 | 0,000 |
| P3 | 1,163 | 0,094 | -0,428 | -0,230 | -3,728 | -0,167 | 0,610 | 0,529 | 0,000 | P3 | 0,963 | 0,084 | -0,157 | -0,174 | -4,842 | -0,230 | 0,493 | 0,388 | 0,002 |
| P4 | 1,055 | 0,049 | -0,179 | -0,204 | 3,182 | 0,248 | 0,872 | 0,846 | 0,000 | P4 | 0,861 | -0,111 | -0,182 | 0,214 | -1,499 | 0,156 | 0,723 | 0,664 | 0,000 |
| P5 | 0,862 | -0,080 | 0,060 | -0,366 | 2,640 | -0,281 | 0,803 | 0,762 | 0,000 | P5 | 0,687 | -0,136 | 0,013 | -0,060 | -1,325 | -0,087 | 0,791 | 0,747 | 0,000 |
| P6 | 1,102 | -0,115 | 0,129 | 0,477 | -0,903 | -0,301 | 0,839 | 0,806 | 0,000 | P6 | 0,978 | -0,108 | 0,222 | 0,839 | -4,114 | 0,074 | 0,790 | 0,747 | 0,000 |
| P7 | 0,600 | -0,079 | 0,233 | -0,059 | 2,031 | -0,136 | 0,729 | 0,673 | 0,000 | P7 | 0,441 | -0,124 | 0,041 | 0,215 | -1,709 | -0,188 | 0,667 | 0,598 | 0,000 |
| P8 | 0,947 | 0,014 | 0,154 | -0,194 | 4,384 | -0,133 | 0,832 | 0,797 | 0,000 | P8 | 0,743 | -0,017 | 0,067 | -0,037 | -0,582 | -0,263 | 0,799 | 0,757 | 0,000 |
| P9 | 0,749 | 0,063 | -0,025 | 0,088 | 3,280 | 0,365 | 0,683 | 0,617 | 0,000 | P9 | 0,618 | -1,195 | -0,178 | -0,041 | -0,122 | 0,137 | 0,580 | 0,493 | 0,000 |
| P10 | 0,421 | 0,023 | 0,204 | 0,314 | 3,022 | -0,185 | 0,523 | 0,424 | 0,001 | P10 | 0,430 | -0,039 | 0,106 | 0,022 | -3,535 | -0,140 | 0,650 | 0,578 | 0,000 |
| P11 | 0,794 | -0,041 | 0,284 | -0,458 | -0,460 | 0,405 | 0,550 | 0,462 | 0,000 | P11 | 0,415 | -0,235 | 0,437 | 0,238 | -0,736 | 0,334 | 0,506 | 0,404 | 0,001 |
| P12 | 0,640 | 0,001 | -0,115 | -0,522 | 0,211 | -0,376 | 0,668 | 0,600 | 0,000 | P12 | 0,448 | -0,063 | 0,120 | -0,457 | -1,327 | -0,348 | 0,662 | 0,592 | 0,000 |
| P13 | 0,421 | -0,108 | 0,080 | -0,014 | -1,1,1 | 0,092 | 0,535 | 0,438 | 0,001 | P13 | 0,271 | -0,133 | 0,180 | 0,650 | -0,605 | 0,095 | 0,352 | 0,218 | 0,037 |
| P14 | 0,708 | -0,058 | -0,126 | 0,211 | -2,532 | 0,109 | 0,750 | 0,698 | 0,000 | P14 | 0,451 | -0,118 | 0,231 | 0,174 | -3,763 | -0,477 | 0,686 | 0,622 | 0,000 |
| P15 | 0,975 | -0,091 | -0,364 | -0,652 | -2,612 | 0,160 | 0,744 | 0,691 | 0,000 | P15 | 0,532 | -0,176 | -0,271 | -0,504 | -1,449 | -0,385 | 0,688 | 0,624 | 0,000 |
| P16 | 0,793 | 0,029 | 0,352 | -0,309 | -1,430 | -0,211 | 0,504 | 0,402 | 0,001 | P16 | 0,523 | 0,085 | 0,568 | -0,347 | -0,279 | -0,271 | 0,378 | 0,249 | 0,023 |
| P17 | 0,448 | -0,012 | -0,041 | -0,155 | -4,665 | 0,481 | 0,366 | 0,235 | 0,029 | P17 | 0,062 | -0,161 | 0,360 | 0,403 | 0,179 | 0,369 | 0,245 | 0,088 | 0,191 |
| P18 | 0,535 | 0,089 | 0,090 | -0,329 | 1,511 | 0,557 | 0,473 | 0,363 | 0,003 | P18 | 0,399 | -0,027 | 0,045 | -0,144 | 2,337 | 0,170 | 0,305 | 0,162 | 0,080 |
| P19 | 0,468 | -0,086 | 0,025 | -0,343 | -2,763 | -0,055 | 0,517 | 0,416 | 0,001 | P19 | 0,353 | 0,021 | 0,572 | -0,192 | -3,264 | -0,002 | 0,432 | 0,314 | 0,007 |
| P20 | 0,495 | -0,020 | -0,184 | 0,676 | 1,685 | 0,242 | 0,660 | 0,659 | 0,000 | P20 | 0,323 | -0,183 | -0,049 | 0,136 | -5,506 | -0,379 | 0,413 | 0,291 | 0,011 |

E. Gennaio 2010 - Dicembre 2012

| | FTSE | Spread | EXR | MIP | I | UN | R ² | R ² -a | P.V. (F) |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------------|-------------------|----------|
| P1 | 1,119 | 0,033 | -0,113 | 0,084 | -0,525 | -0,093 | 0,944 | 0,932 | 0,000 |
| P2 | 0,720 | -0,085 | -0,035 | -0,172 | 0,065 | -0,035 | 0,757 | 0,707 | 0,000 |
| P3 | 0,687 | 0,029 | -0,250 | 0,167 | 0,110 | 0,041 | 0,370 | 0,242 | 0,026 |
| P4 | 0,637 | -0,071 | 0,846 | -0,169 | 2,505 | 0,728 | 0,197 | 0,030 | 0,340 |
| P5 | 0,664 | -0,080 | 0,460 | -0,104 | -0,843 | -0,081 | 0,838 | 0,805 | 0,000 |
| P6 | 0,901 | 0,035 | 0,286 | 0,947 | 1,608 | 0,032 | 0,705 | 0,644 | 0,000 |
| P7 | 0,444 | -0,054 | 0,290 | 0,466 | 0,069 | -0,080 | 0,604 | 0,522 | 0,000 |
| P8 | 0,650 | -0,025 | -0,010 | -0,186 | 1,037 | -0,184 | 0,734 | 0,679 | 0,000 |
| P9 | 0,401 | 2,306 | -0,115 | -0,088 | -0,345 | 0,151 | 0,515 | 0,415 | 0,001 |
| P10 | 0,130 | -0,100 | 0,323 | -0,504 | -1,436 | -0,311 | 0,680 | 0,614 | 0,000 |
| P11 | -0,002 | -0,300 | 0,785 | 0,289 | 3,744 | 0,156 | 0,563 | 0,475 | 0,000 |
| P12 | 0,340 | -0,087 | 0,096 | 0,688 | 3,604 | -0,144 | 0,636 | 0,561 | 0,000 |
| P13 | 0,313 | -0,151 | 0,187 | 1,983 | 0,719 | 0,390 | 0,502 | 0,398 | 0,002 |
| P14 | 0,341 | -0,164 | 0,217 | 0,495 | -0,190 | -0,202 | 0,556 | 0,464 | 0,000 |
| P15 | 0,165 | -0,181 | 0,090 | 0,102 | 2,607 | -0,222 | 0,643 | 0,569 | 0,000 |
| P16 | 0,213 | -0,047 | 0,452 | -0,751 | 4,511 | -0,379 | 0,352 | 0,218 | 0,037 |
| P17 | -0,157 | -0,207 | 0,341 | 0,966 | 1,387 | 0,206 | 0,299 | 0,155 | 0,087 |
| P18 | 0,415 | -0,157 | -0,352 | 0,414 | 1,041 | -0,257 | 0,345 | 0,209 | 0,040 |
| P19 | 0,207 | 0,031 | 0,827 | 0,776 | -0,950 | 0,156 | 0,401 | 0,277 | 0,014 |
| P20 | 0,052 | -0,251 | 0,127 | 0,433 | 1,656 | -0,126 | 0,367 | 0,236 | 0,028 |

3.2.2 Regressione Fama-MacBeth

La procedura per stimare i premi per il rischio tramite la metodologia Fama-MacBeth prevede i seguenti passaggi:

- si effettuano 12 analisi mensili di tipo Cross Section in ogni anno successivo a quelli necessari per stimare i beta;
- si calcola la media dei premi per il rischio stimati e si effettua un relativo test di significatività t di student sui coefficienti.

Nel primo passaggio, utilizzando come variabili indipendenti i beta ottenuti per ogni portafoglio, effettuiamo, sulle 20 unità cross-sezionali quali i portafogli, 12 regressioni per tutti 5 anni dal 2009 al 2013 incluso. Nella Tabella 3.13 individuamo dunque la serie storica composta da 60 osservazioni (12 mesi per 5 anni) dei premi per il rischio per ognuno dei fattori oggetti dell'analisi.

Tabella 3.13 - Serie storica premi per il rischio con regressione FM 2009-2013

| t | λ_{FTSE} | λ_{SPREAD} | λ_{EXR} | λ_{IN} | λ_{UN} | λ_{MIP} |
|---------------|------------------|--------------------|-----------------|----------------|----------------|-----------------|
| gen-09 | -0,10132 | 0,38722 | -0,03728 | -0,00084 | 0,04076 | -0,04423 |
| feb-09 | -0,01108 | -0,18977 | 0,00918 | 0,00053 | -0,04355 | -0,02039 |
| mar-09 | 0,57150 | -2,64967 | -0,18293 | -0,00236 | -0,48549 | 0,21781 |
| apr-09 | 0,31591 | -1,39424 | -0,09223 | 0,00420 | -0,15065 | 0,07431 |
| mag-09 | 0,10496 | -0,47116 | 0,02381 | 0,00291 | 0,00453 | -0,00392 |
| giu-09 | -0,02629 | -0,03630 | -0,01617 | -0,00004 | -0,00878 | -0,00513 |
| lug-09 | 0,07051 | -0,53834 | 0,02859 | 0,00589 | -0,01952 | 0,03786 |
| ago-09 | 0,07076 | -0,20616 | -0,00850 | 0,00039 | -0,00022 | 0,01388 |
| set-09 | 0,06161 | -0,00792 | 0,06900 | -0,00233 | -0,01891 | 0,01460 |
| ott-09 | 0,00112 | -0,12209 | 0,00580 | 0,00052 | -0,00925 | -0,00101 |
| nov-09 | 0,06555 | -0,17603 | 0,00721 | 0,00090 | -0,03855 | 0,04040 |
| dic-09 | 0,01668 | 0,27866 | 0,08097 | -0,00066 | 0,01781 | 0,01627 |
| gen-10 | -0,05344 | 0,02589 | -0,02954 | -0,00504 | 0,02358 | -0,02852 |
| feb-10 | 0,01224 | -0,00693 | 0,03227 | -0,00047 | -0,03720 | 0,02841 |

| | | | | | | |
|---------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| mar-10 | 0,08558 | -0,00566 | 0,05244 | 0,00207 | -0,04970 | 0,01864 |
| apr-10 | -0,00758 | 0,01254 | 0,00441 | -0,00109 | -0,02539 | 0,01200 |
| mag-10 | 0,04430 | 0,01707 | 0,05575 | 0,00097 | -0,07319 | 0,00853 |
| giu-10 | -0,05031 | -0,01402 | -0,02884 | 0,00217 | 0,01263 | -0,01779 |
| lug-10 | -0,05573 | -0,02584 | 0,04013 | 0,00127 | -0,00653 | 0,02498 |
| ago-10 | -0,08039 | 0,01331 | -0,02263 | -0,00310 | 0,02578 | -0,00935 |
| set-10 | 0,01717 | -0,03938 | 0,03447 | -0,00028 | -0,02200 | 0,00538 |
| ott-10 | 0,11604 | -0,01318 | -0,08124 | -0,00256 | -0,05512 | 0,04446 |
| nov-10 | -0,05170 | -0,01495 | -0,00425 | -0,00079 | 0,01624 | -0,00193 |
| dic-10 | 0,02938 | 0,00187 | 0,01087 | 0,00045 | 0,01844 | 0,00151 |
| gen-11 | 0,07684 | 0,09625 | 0,04993 | -0,00196 | -0,03043 | -0,01939 |
| feb-11 | 0,03310 | -0,11055 | 0,01981 | 0,00062 | 0,03038 | -0,01902 |
| mar-11 | 0,03836 | -0,06429 | -0,03710 | 0,00113 | -0,00617 | 0,00898 |
| apr-11 | 0,03766 | 0,02492 | 0,03365 | -0,00193 | -0,02362 | 0,01384 |
| mag-11 | 0,02899 | 0,15608 | 0,02422 | 0,00579 | -0,01506 | -0,04019 |
| giu-11 | -0,00735 | 0,02842 | 0,00917 | 0,00177 | -0,02083 | 0,01940 |
| lug-11 | -0,06782 | 0,10807 | -0,00208 | -0,00191 | -0,01873 | 0,01701 |
| ago-11 | -0,13785 | 0,03746 | -0,02848 | 0,00010 | 0,00263 | -0,01541 |
| set-11 | -0,02369 | 0,15665 | -0,04561 | 0,00183 | -0,07937 | -0,03034 |
| ott-11 | 0,02853 | 0,08846 | 0,02477 | 0,00020 | -0,01983 | 0,02214 |
| nov-11 | 0,10463 | 0,27475 | 0,05442 | -0,00574 | -0,07747 | 0,03279 |
| dic-11 | -0,06448 | -0,11534 | -0,04501 | -0,00149 | 0,01850 | -0,03240 |
| gen-12 | 0,11530 | -0,03628 | -0,05454 | 0,00373 | 0,00146 | 0,00715 |
| feb-12 | -0,06896 | -0,02916 | 0,01807 | -0,00547 | 0,03712 | -0,01336 |
| mar-12 | -0,08581 | -0,01254 | 0,00092 | 0,00126 | -0,05394 | -0,00475 |
| apr-12 | -0,05838 | 0,00147 | 0,05271 | -0,00457 | 0,02297 | 0,00350 |
| mag-12 | -0,05269 | -0,03490 | -0,00961 | -0,00573 | 0,03784 | -0,03666 |
| giu-12 | 0,17170 | 0,02753 | -0,01749 | 0,36000 | 0,05680 | 0,00062 |
| lug-12 | -0,22358 | -0,20391 | 0,27666 | -0,00627 | -0,25132 | -0,06228 |
| ago-12 | 0,06269 | 0,18303 | 0,00486 | 0,00401 | -0,05756 | 0,06746 |
| set-12 | 0,01367 | 0,02960 | -0,04761 | -0,00109 | 0,06638 | -0,02054 |

| | | | | | | |
|---------------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| ott-12 | -0,00285 | 0,04696 | 0,01273 | 0,00305 | -0,04767 | 0,04607 |
| nov-12 | -0,02647 | -0,02048 | 0,00309 | -0,00024 | 0,01551 | -0,02199 |
| dic-12 | 0,09350 | 0,04212 | -0,08768 | 0,00123 | 0,05544 | 0,02884 |
| gen-13 | 0,00204 | -0,01104 | -0,00166 | -0,00020 | 0,00569 | -0,00353 |
| feb-13 | -0,05757 | 0,01139 | 0,00006 | 0,00145 | -0,01235 | 0,00304 |
| mar-13 | -0,02877 | 0,02072 | 0,04373 | -0,00145 | -0,03574 | 0,02766 |
| apr-13 | -0,05838 | 0,00147 | 0,05271 | -0,00457 | 0,02297 | 0,00350 |
| mag-13 | -0,05269 | -0,03490 | -0,00961 | -0,00573 | 0,03784 | -0,03666 |
| giu-13 | 0,17170 | 0,02753 | -0,01749 | 0,00005 | 0,05680 | 0,00062 |
| lug-13 | -0,22358 | -0,20391 | 0,27666 | -0,00627 | -0,25132 | -0,06228 |
| ago-13 | 0,06269 | 0,18303 | 0,00486 | 0,00401 | -0,05756 | 0,06746 |
| set-13 | 0,01367 | 0,02960 | -0,04761 | -0,00109 | 0,06638 | -0,02054 |
| ott-13 | 0,02244 | -0,00390 | -0,00346 | 0,00591 | 0,00093 | 0,02719 |
| nov-13 | 0,00298 | -0,02087 | 0,01243 | 0,00010 | 0,00513 | -0,01786 |
| dic-13 | -0,03872 | 0,00126 | 0,05040 | 0,00633 | -0,07065 | 0,00313 |

Analizzando i risultati esposti nella tabella 3.14, è interessante porre l'attenzione sui segni dei premi per il rischio stimati, confrontandoli con i risultati ottenuti nel modello Chen, Roll e Ross (1986)¹⁹.

Tabella 3.14 - Confronto Premi per il rischio medi e stime Chen, Roll e Ross

| | λ_{FTSE} | λ_{SPREAD} | λ_{EXR} | λ_{IN} | λ_{UN} | λ_{MIP} |
|--------------|------------------|--------------------|-----------------|----------------|----------------|-----------------|
| MEDIA | 0,01577 | -0,07500 | 0,00870 | 0,00582 | -0,02455 | 0,00616 |
| | λ_{NYSE} | λ_{UTS} | n.a. | λ_{UI} | n.a. | λ_{MP} |
| CRR | 0,05020 | -0,00501 | | -0,00848 | | 0.14009 |

¹⁹ Abbreviamo il modello con CRR nelle successive pagine. Si tenga presente che le stime ottenute nel modello CRR si riferiscono al periodo 1958-1984 e sono state calcolate sul mercato NYSE. Un confronto di questo tipo potrebbe essere forzato, ma va inteso solo come spunto per l'individuazione di linee comuni di lettura.

Il segno del premio per il rischio del fattore mercato derivante dalla nostra analisi risulta coerente con quanto individuato da CRR. Allo stesso modo, il premio per il MIP, anch'esso positivo, è coerente con il risultato proposto dagli stessi autori. Esiste ancora coerenza con il segno negativo del fattore Spread e quello della variabile UTS prevista da CRR. La lettura che gli stessi autori danno per il premio per il rischio negativo è che nel caso di asset inversamente correlati con un fattore, un premio per il rischio negativo determina un rendimento richiesto più elevato. Lo stesso si può dire prendendo in considerazione il fattore UN. Un premio negativo per il rischio assume coerenza se confrontato con la reazione dell'asset a quel determinato fattore. Per quanto concerne il premio per il rischio di inflazione, si tenga presente che gli stessi Chen, Roll e Ross affermano che “poiché variazioni nell'inflazione hanno generalmente l'effetto di spostare ricchezza tra gli investitori²⁰, non esiste un'assunzione a priori circa il segno che debba assumere il premio per questa variabile.” Nel loro caso, giustificano il segno negativo del premio per l'inflazione affermando che gli investitori percepiscono gli investimenti azionari come coperti dall'influenza negativa dell'inflazione, a differenza di altre tipologie di asset che presentano rigidità in termini nominali dei rendimenti. Tale osservazione non risulta particolarmente corretta se calata nel periodo temporale da noi osservato. Infatti nel periodo da noi considerato il livello di inflazione risulta estremamente contenuto, con alcuni casi di accennata deflazione. Il ruolo dell'inflazione nel pricing azionario rimane comunque dubbio e particolarmente soggetto a interpretazioni.

Tabella 3.15 - Confronto Premi per il rischio medi e Beta medi

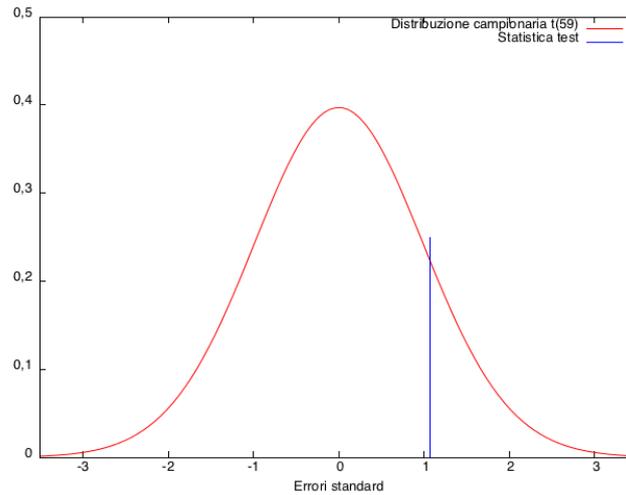
| | λ_{FTSE} | λ_{SPREAD} | λ_{EXR} | λ_{IN} | λ_{UN} | λ_{MIP} |
|--------------|------------------|--------------------|-----------------|----------------|----------------|-----------------|
| MEDIA | 0,01577 | -0,07500 | 0,00870 | 0,00582 | -0,02455 | 0,00616 |
| | β_{FTSE} | β_{SPREAD} | β_{EXR} | β_{IN} | β_{UN} | β_{MIP} |
| MEDIA | 0,498 | -0,048 | 0,080 | 0,009 | -0,557 | -0,015 |

²⁰Ad esempio, in un contratto obbligazionario con rigidità nominali, alti tassi di inflazione diminuiscono l'esposizione del debitore in termini reali; al contrario i creditori traggono beneficio da bassa inflazione poiché essi non subiscono l'erosione della somma prestata il cui valore reale non cambia.

Nel proseguo dell'analisi dei risk premia, non si può prescindere dalla valutazione dei coefficienti beta di reazione dei titoli a variazioni dei fattori analizzati. Si ricorda, infatti, come riportato nell'analisi descrittiva condotta nel paragrafo 3.1.2, che proprio le variabili Spread e UN risultano essere inversamente correlate con il rendimento medio del portafoglio. Anche considerando le stime dei beta, riportate nella Tabella 3.15, ci si accorge che l'esposizione dei portafogli rispetto alle variabili UN e Spread risulta essere caratterizzata da un legame proporzionalità inversa. Un premio per il rischio negativo può essere quindi spiegato nell'ottica che, se a fronte di variazioni in positivo delle variabili Spread o UN i rendimenti dei portafogli diminuiscono, è logico aspettarsi che il rendimento richiesto dagli investitori per esporsi a tale rischi sia positivo. Poiché come previsto dal modello dell'APT, il rendimento di equilibrio nel modello è dato dalla sommatoria delle esposizioni beta ai fattori moltiplicati per i premi per il rischio, beta con segno negativo moltiplicati per premi per il rischio negativo generano rendimenti richiesti comunque positivi.

Nelle pagine successive riportiamo le analisi in termini di significatività statistica dei coefficienti stimati. Come si può notare dai test condotti, le stime ottenute tramite l'applicazione della metodologia Fama-MacBeth risultano in parte imprecise. I coefficienti di Spread e UN risultano fortemente significativi. I coefficienti di FTSE sotto ipotesi di test unidirezionale, motivato dall'intuizione economica per cui il premio per il rischio di mercato è positivo, generano un p-value di 0,14. Osservazioni di questo genere possono essere condotte anche per i coefficienti di EXR e MIP, tenendo ben presente che l'instabilità delle stime ottenute può essere imputata sia ad una limitata ampiezza campionaria, sia alla semplice possibilità che esistano altri fattori che influenzano i rendimenti azionari. Al riguardo, tengo a sottolineare che un'analisi di tipo macroeconomico, come quella da noi condotta, non può in nessun caso prescindere da un'analisi di tipo fondamentale. Le componenti proprie e specifiche delle singole imprese possono influenzare notevolmente l'andamento dei relativi titoli azionari quotati. Come spesso accade in analisi di questo tipo, equilibrio e consapevolezza risultano abilità necessarie per qualsiasi tipo di interpretazione.

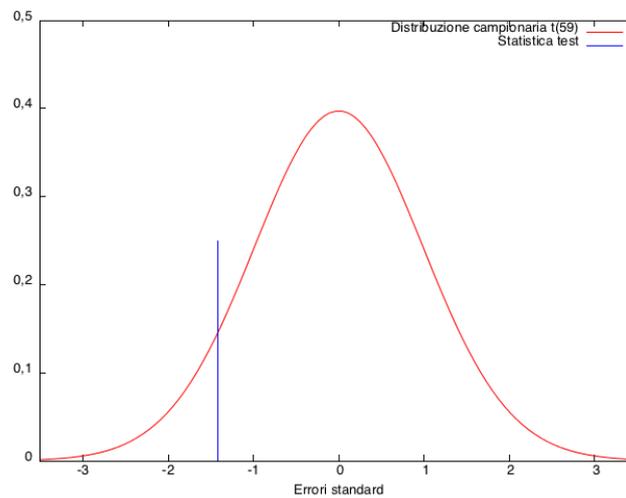
Figura 3.12 - t-test su λ_{FTSE}



t-test λ_{FTSE}

| | | | |
|--------------------|----------|--------------------|----------|
| Ho | 0 | Ampiezza campione | 60 |
| Media Campionaria | 0,015772 | SQM | 0,113876 |
| P-value a due code | 0,2877 | P-value a una coda | 0,1439 |

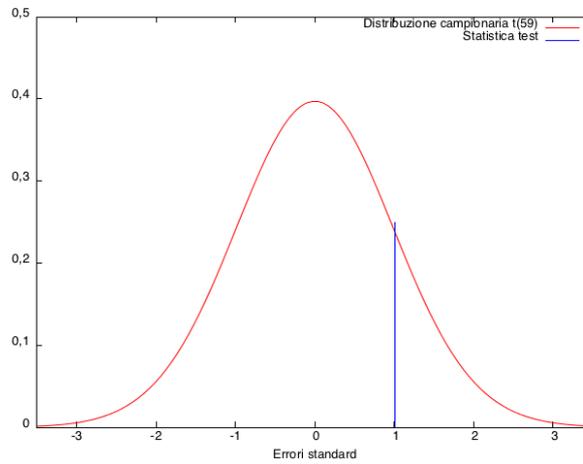
Figura 3.13 - t-test su: λ_{Spread}



t-test λ_{Spread}

| | | | |
|--------------------|------------|--------------------|----------|
| Ho | 0 | Ampiezza campione | 60 |
| Media Campionaria | -0,0750069 | SQM | 0,408508 |
| P-value a due code | 0,1602 | P-value a una coda | 0,08011 |

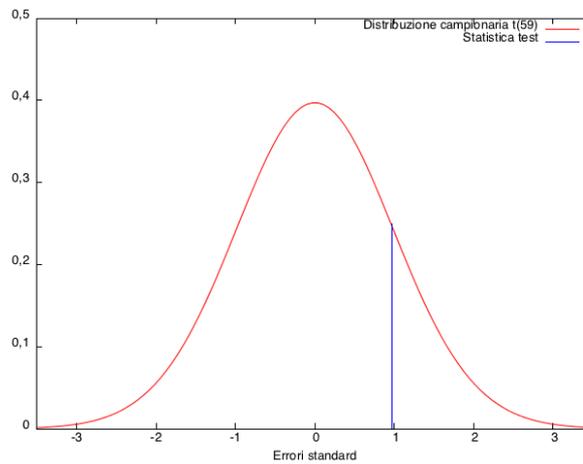
Figura 3.14 - t-test su: λ_{EXR}



t-test λ_{EXR}

| | | | |
|--------------------|------------|--------------------|-----------|
| Ho | 0 | Ampiezza campione | 60 |
| Media Campionaria | 0,00870172 | SQM | 0,0670256 |
| P-value a due code | 0,3187 | P-value a una coda | 0,1593 |

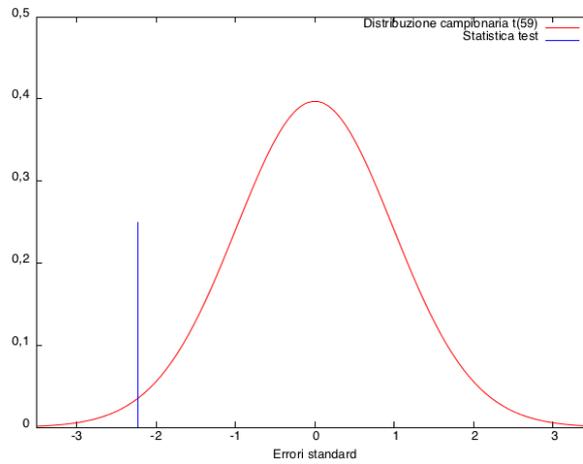
Figura 3.15 - t-test su: λ_I



t-test λ_I

| | | | |
|--------------------|------------|--------------------|-----------|
| Ho | 0 | Ampiezza campione | 60 |
| Media Campionaria | 0,00582541 | SQM | 0,0466029 |
| P-value a due code | 0,3369 | P-value a una coda | 0,1684 |

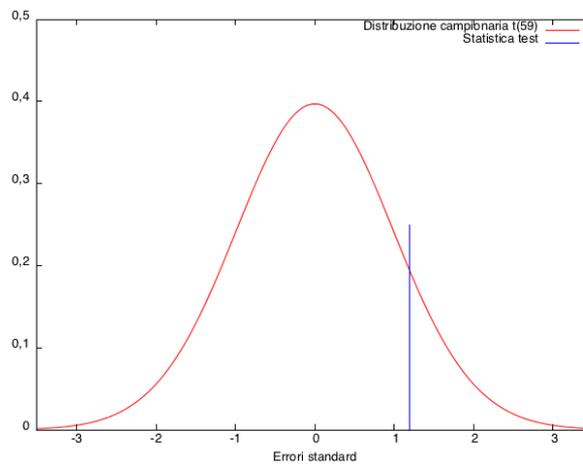
Figura 3.16 - t-test su: λ_{UN}



t-test λ_{UN}

| | | | |
|--------------------|------------|--------------------|-----------|
| Ho | 0 | Ampiezza campione | 60 |
| Media Campionaria | -0,0245517 | SQM | 0,0852625 |
| P-value a due code | 0,02953 | P-value a una coda | 0,01477 |

Figura 3.17 - t-test su: λ_{MIP}



t-test λ_{MIP}

| | | | |
|--------------------|------------|--------------------|-----------|
| Ho | 0 | Ampiezza campione | 60 |
| Media Campionaria | 0,00616629 | SQM | 0,0401444 |
| P-value a due code | 0,2389 | P-value a una coda | 0,1194 |

3.2.3 Regressione per Dati Panel

Nel proporre una stima dei coefficienti tramite regressione con Dati Panel abbiamo l'intento di considerare all'interno del modello gli effetti fissi, derivanti dalla suddivisione dei titoli in portafogli, e gli effetti temporali, propri di una analisi che abbraccia più archi temporali. Considerando, inoltre, l'importanza del fattore tempo nel periodo da noi osservato, periodo in cui la crisi finanziaria ha fortemente influenzato il panorama socio-economico italiano, un'analisi per Dati Panel può fornire risultati interessanti se confrontati con una analisi cross-sezionale tenuta nel paragrafo precedente.

Per strutturare il Panel di dati abbiamo considerato i beta stimati dalle regressioni triennali; il periodo analizzato va dal 2009 al 2013, quindi 5 anni, in cui osserviamo i rendimenti annui dei 20 portafogli, regredendoli sui rispettivi beta stimati per il 2009, per il 2010, per il 2011, per il 2012 e per il 2013.

L'applicazione del modello è avvenuta sotto ipotesi di robustezza degli errori HAC, ovvero Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent.

Tabella 3.16 - Variabili implementate nel modello

| Variabile dipendente | |
|------------------------------------|--------------------------------------------------------------|
| R | Media annua variazione logaritmiche del portafoglio i |
| Variabili indipendenti | |
| β_{FTSE} | Beta rispetto alla variabile FTSE AllShare del portafoglio i |
| β_{SPREAD} | Beta rispetto alla variabile Spread del portafoglio i |
| β_{EXR} | Beta rispetto alla variabile EXR del portafoglio i |
| β_{IN} | Beta rispetto alla variabile I del portafoglio i |
| β_{UN} | Beta rispetto alla variabile UN del portafoglio i |
| β_{MIP} | Beta rispetto alla variabile MIP del portafoglio i |

Nella Tabella 3.17 vengono riportati i risultati ottenuti dalla stima sopraindicata.

Tabella 3.17 - Risultati regressione per Dati Panel

| | coefficiente | errore std. | rapporto t | p-value |
|------------------------------------------------------------|---------------------|--------------------|-------------------|----------------|
| const | 0,0267 | 0,0103 | 2,5960 | 0,0115 |
| β_{FTSE} | -0,0180 | 0,0112 | -1,6010 | 0,1138 |
| β_{SPREAD} | 0,0039 | 0,0014 | 2,7570 | 0,0074 |
| β_{EXR} | -0,0012 | 0,0097 | 0,1196 | 0,9052 |
| β_{IN} | -0,0001 | 0,0005 | -0,0242 | 0,9808 |
| β_{UN} | 0,0102 | 0,0072 | 1,4190 | 0,1604 |
| β_{MIP} | -0,0040 | 0,0060 | -0,6636 | 0,5091 |
| dt_2 | -0,0207 | 0,0049 | -4,2370 | 0,0001 |
| dt_3 | -0,0491 | 0,0044 | -11,1800 | 0,0000 |
| dt_4 | -0,0189 | 0,0051 | -3,6820 | 0,0005 |
| dt_5 | 0,0025 | 0,0079 | 0,3244 | 0,7466 |
| Test congiunto sui regressori | | | p-value | 0,0000 |
| Test per la differenza delle intercette di gruppo | | | p-value | 0,1317 |
| Test sulla significatività congiunta delle dummy temporali | | | p-value | 0,0000 |
| R-quadro LSDV | | | | 0,715189 |
| R-quadro intra-gruppi | | | | 0,680135 |

Il risultato più rilevante deriva dall'inserimento all'interno della regressione delle dummy temporali. Con dt_2 individuamo la dummy per il periodo 2010, con dt_3 la dummy per il periodo 2011, con dt_4 la dummy per il periodo 2012 e con dt_5 la dummy per il periodo 2013. Le dummy per il 2010, per il 2011 e per il 2012 risultano fortemente significative ad un livello minore dello 0,1%. Ricordando che il coefficiente stimato per le dummy misurano le differenza di intercetta con riferimento al periodo base del 2009, il coefficiente per il 2010 pari a -0,0207 indica che, nel 2010, il rendimento medio è stato inferiore del 2,07% rispetto al 2009. Nel 2011, il coefficiente delle dummy implica una diminuzione

del rendimento del 4,9% rispetto al 2009. Tale valore, che registra il maggiore effetto in termini assoluti tra le dummy, trova particolare significato calato nelle vicende economiche vissute in quegli anni dall'Italia.

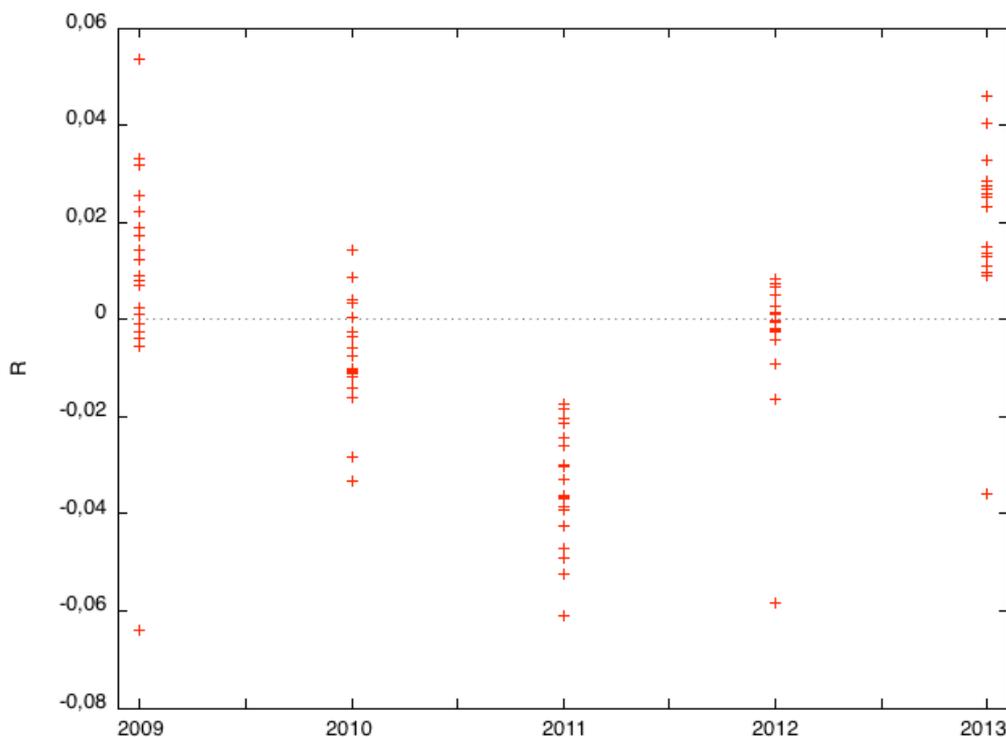
Il coefficiente della dummy per il 2012 è pari a -0,01893 e misura una diminuzione del rendimento, ceteris paribus, del 1,893% rispetto al 2009.

Per il 2013 il coefficiente è pari allo 0,25%, ma tuttavia tale coefficiente non risulta statisticamente significativo.

Il test di Wald per la significatività congiunta da esito positivo, rigettando l'ipotesi H_0 di non significatività congiunta con probabilità di commettere errore di prima specie pari a $<0,01\%$. Anche il test congiunto sui regressori da esito positivo, mentre il test per la differenza delle intercette di gruppo, proprio dell'analisi degli effetti fissi, non presenta una risposta precisa circa la tale differenza.

Con ipotesi nulla: i gruppi hanno un'intercetta comune, esiste la probabilità del 13,71% di rigettare H_0 quando H_0 è vera.

Figura 3.18 - Effetti temporali nei rendimenti dei portafogli portafogli 2009-2013



Con riferimento all'introduzione delle dummy temporali all'interno delle regressioni, si può apprezzare maggiormente l'effetto temporale prima discusso considerando la Figura 3.18, nella quale vengono proposti i rendimenti dei portafogli nel tempo. Dalla rappresentazione grafica è evidente la flessione registratasi proprio nel 2011, anno di massima difficoltà economica nel paese.

Prendendo in considerazione i risultati ottenuti dalle stime dei coefficienti, risulta necessario sottolineare la non significatività dei coefficienti dei premi per EXR, I e MIP. I coefficienti di FTSE e UN risultano al limite della significatività, mentre il coefficiente Spread risulta significativo all'1%. È interessante a questo punto notare, grazie alla Tabella 3.18 gli intervalli di confidenza al 95% dei coefficienti stimati.

Tabella 3.18 - Intervalli di confidenza al 95% dei coefficienti

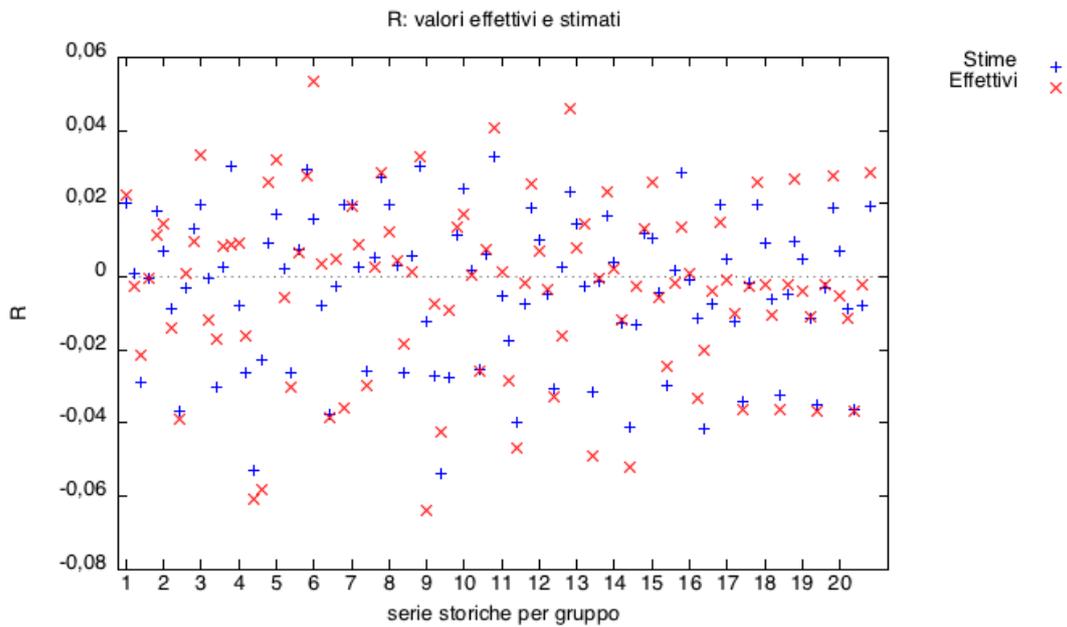
| | Coefficiente | Intervallo di confidenza al 95% | |
|--------------------------------------|---------------------|----------------------------------------|----------|
| const | 0,02669 | 0,00619 | 0,04720 |
| λ_{FTSE} | -0,01799 | -0,04039 | 0,00441 |
| λ_{SPREAD} | 0,00389 | 0,00108 | 0,00671 |
| λ_{EXR} | -0,00116 | -0,02055 | 0,01823 |
| λ_{IN} | -0,00001 | -0,00104 | 0,00102 |
| λ_{UN} | 0,01018 | -0,00413 | 0,02449 |
| λ_{MIP} | -0,00399 | -0,01600 | 0,00801 |
| dt_2 | -0,02074 | -0,03050 | -0,01098 |
| dt_3 | -0,04906 | -0,05781 | -0,04030 |
| dt_4 | -0,01894 | -0,02920 | -0,00868 |
| dt_5 | 0,00255 | -0,01312 | 0,01822 |

Di fatto, il coefficiente dello Spread è l'unico a presentare, a seguito del processo di stima e quindi tenendo conto delle possibili imprecisione derivanti da essa, un coefficiente di segno opposto a quello stimato dalla regressione Fama-MacBeth. Nonostante rispondere a questa domanda comporta non poche elaborazioni concettuali circa le differenti condizioni createsi all'interno del modello con l'introduzione degli effetti temporali, a mio avviso, il premio per la variabile Spread è generato dalla convergenza di due differenti effetti: un effetto negativo sul premio per il rischio, causato dalla maggiore rischiosità dell'intero sistema paese e che per questo, considerando i coefficienti beta minori di zero dei titoli, induce gli operatori a chiedere un rendimento maggiore; un effetto positivo sul premio per il rischio, causato dalla necessaria considerazione circa la derivazione di natura obbligazionaria della variabile spread. Infatti, nel momento in cui accettiamo l'ipotesi che lo Spread misuri il rischio di insolvenza dello Stato, risulta plausibile ipotizzare che, a fronte di variazioni in aumento di tale rischiosità, gli operatori siano meno inclini ad investire in obbligazioni e preferiscano investire in azioni. Da questa considerazione, quindi, l'inclusione delle variabili temporali, capaci di cogliere perfettamente la dinamica di tale rischio verificatosi in Italia a cavallo del 2011, ha depurato la stima del premio dall'effetto positivo sul rendimento richiesto come premio per lo Spread, lasciando la stima capace di cogliere solo l'altro effetto negativo sul rendimento, generatrice, a causa dei beta dei titoli minori di 0, di un premio per il rischio positivo.

Analizzando la bontà di adattamento del modello ai dati, è opportuno indicare che l'R-quadro LSDV è pari al 0,715 per cui il 71,5% della variabilità dei rendimenti viene spiegata attraverso il modello.

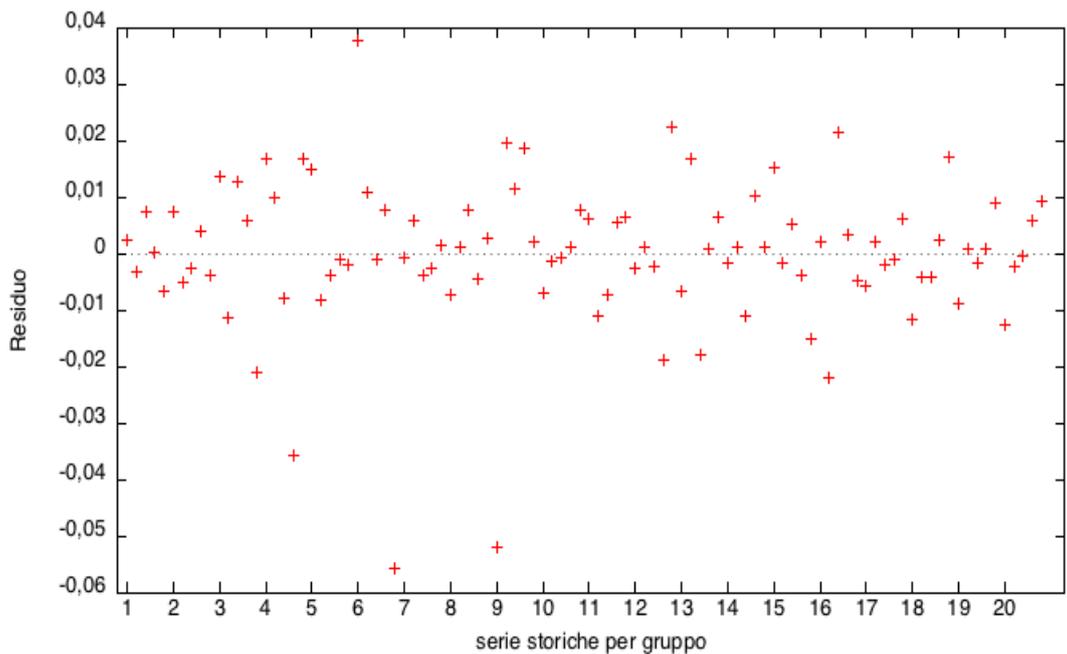
Il soddisfacente *fitting* del modello ai dati è anche individuabile confrontando i valori stimati con i valori effettivi, come proposto nella Figura 3.19.

Figura 3.19 - Valori effettivi vs valori stimati, per gruppo



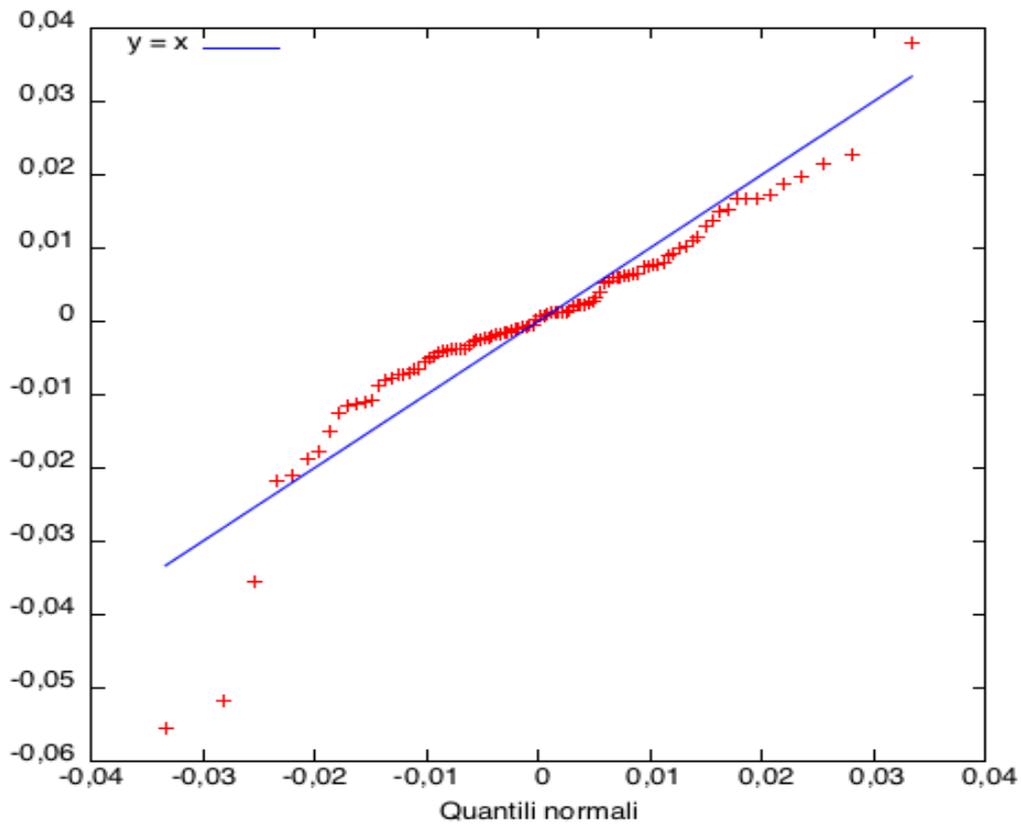
Interessante sottolineare come il modello sembra meglio funzionare per variazioni contenute dei rendimenti: se consideriamo variazioni più rilevanti, il modello mostra una generale tendenza a sottostimare le variazioni dei rendimenti.

Figura 3.20 - Residui delle regressioni



La figura 3.20 mostra i residui suddivisi per gruppi. Il livello di dispersione dei residui ci fa respingere l'ipotesi di eteroschedasticità dei residui.

Figura 3.21 - QQ Plot dei residui della regressione



I punti della distribuzione si addensano attorno la retta; possiamo accettare l'ipotesi di normalità di distribuzione dei residui.

3.2.4 Confronto con i risultati sul mercato inglese

Dall'analisi parallela condotta sul mercato inglese emergono sia punti di convergenza che di discordanza. Nel proporre tale confronto, è chiara la consapevolezza di effettuare valutazioni riguardanti contesti socio-economici differenti: le predisposizioni proprie di ogni sistema economico comportano peculiarità specifiche, caratterizzate da diverse condizioni di assorbimento e di reazione a singoli fenomeni. Rimandiamo, dunque, alla tesi del candidato Dario Alessandro²¹ per le analisi descrittive delle particolari variabili incluse nel modello. Nel seguente paragrafo, procederemo al confronto dei risultati ottenuti dall'applicazione dei modelli, soffermandoci sulla modalità in cui le variabili prezzano i titoli quotati.

Possiamo condurre in prima istanza una valutazione che tiene per oggetto:

- l'entità dei coefficienti stimati;
- il segno di tali coefficienti .

Nella Tabella 3.19 riportiamo i coefficienti medi dei β stimati per le variabili considerate e il relativo premio per il rischio stimato attraverso la metodologia Fama - MacBeth.

Tabella 3.19 - Confronto risultati regressione Fama-MacBeth

| | Mercato italiano | | Mercato inglese | |
|---------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | β medio | λ medio | β medio | λ medio |
| FTSE | 0,498 | 0,0158 | 1,6603 | 0,0045 |
| SPREAD | -0,048 | -0,0750 | -0,0203 | -0,0438 |
| EXR | 0,080 | 0,0087 | 0,3686 | 0,0028 |
| IN | 0,009 | 0,0058 | 1,2243 | -0,0005 |
| UN | -0,557 | -0,0245 | 0,2152 | 0,0017 |
| MIP | -0,015 | 0,0062 | 0,4834 | 0,0004 |

²¹ Tesi dal titolo: "Analisi statistica delle determinanti del rendimento dei titoli azionari quotati presso il London Stock Exchange: metodo Fama-MacBeth e modello di regressione con dati panel a confronto", 2014

Interessante notare come per la variabile riguardante l'indice di mercato, le stime propongano per il mercato italiano un beta medio considerevolmente minore rispetto al beta medio proprio del mercato inglese. Tale differenza è principalmente da imputare alla diversa composizione dei portafogli dei titoli quotati e dal differente tessuto imprenditoriale che caratterizza le due economie. Innanzitutto, è lecito affermare che la capitalizzazione delle imprese inglesi è, sia in proporzione, sia in termini assoluti, nettamente superiore rispetto al corrispettivo livello delle società italiane. Tale differenza si riflette sul comportamento medio dei portafogli e quindi sui coefficienti stimati. Inoltre, il contesto economico italiano è fortemente caratterizzato da imprese familiari, e da società quotate a basso flottante e a bassa partecipazione pubblica; in Inghilterra, essendo una chiara realtà di capitalismo di tipo anglosassone, risulta molto diffuso il fenomeno delle *public-companies*. In media, dunque, le componenti specifiche delle imprese risultano essere più rilevanti, in un'ottica di valutazione dei rendimenti, più nel mercato italiano che nel mercato inglese. Il premio stimato, di fatto, tenendo conto del livello di confidenza delle stime e del particolare periodo temporale analizzato, risulta molto più elevato nel mercato italiano che in quello inglese. E' molto interessante sottolineare, al riguardo, come, l'effetto combinato sui rendimenti attesi sia, tuttavia, equivalente sia nel mercato italiano che nel mercato inglese. Infatti il rendimento atteso medio, ottenuto come prodotto fra il premio medio per il rischio di mercato e il beta medio del mercato, risulta pari a 0,00786 per il mercato italiano e 0,00747 per il mercato inglese. E' osservabile come un rendimento medio richiesto pari allo 0,786% mensile, pari al 9,43% annuo sul mercato italiano sia piuttosto allineato al rendimento atteso pari allo 0,747% mensile, ovvero pari all'8,96% annuo sul mercato inglese. Un rendimento richiesto maggiore sul mercato italiano risulta coerente con quanto detto circa la struttura di rischio e di aspettative circa la situazione economica del paese. Inoltre è estremamente importante considerare che valutazioni in termini percentuali devo essere soppesate con cura. Un mercato a fortissimo ribasso e successivamente in lenta ripresa registra nella fase iniziale variazioni negative rilevanti che corrispondono a variazioni assolute altrettanto rilevanti; nella fase

successiva, tuttavia, seppur registrando variazioni positive, dato il basso livello di partenza, non si verificheranno altrettanto rilevanti variazioni assolute.²²

Anche le stime circa la variabile Spread si muovono nella medesima direzione, definendo un premio per tale variabile maggiore in termini assoluti nel mercato italiano. Lo stesso coefficiente beta di esposizione dei portafogli rispetto a tale variabile è maggiore in termini assoluti per il mercato italiano, determinando un effetto sui rendimenti attesi maggiore rispetto al quelli del mercato inglese.

Nella tabella 3.19 vengono riportati le stime ottenute dalla regressione per dati Panel e gli indici di determinazione per ogni modello.

Tabella 3.19 - Confronto risultati regressione per Dati Panel

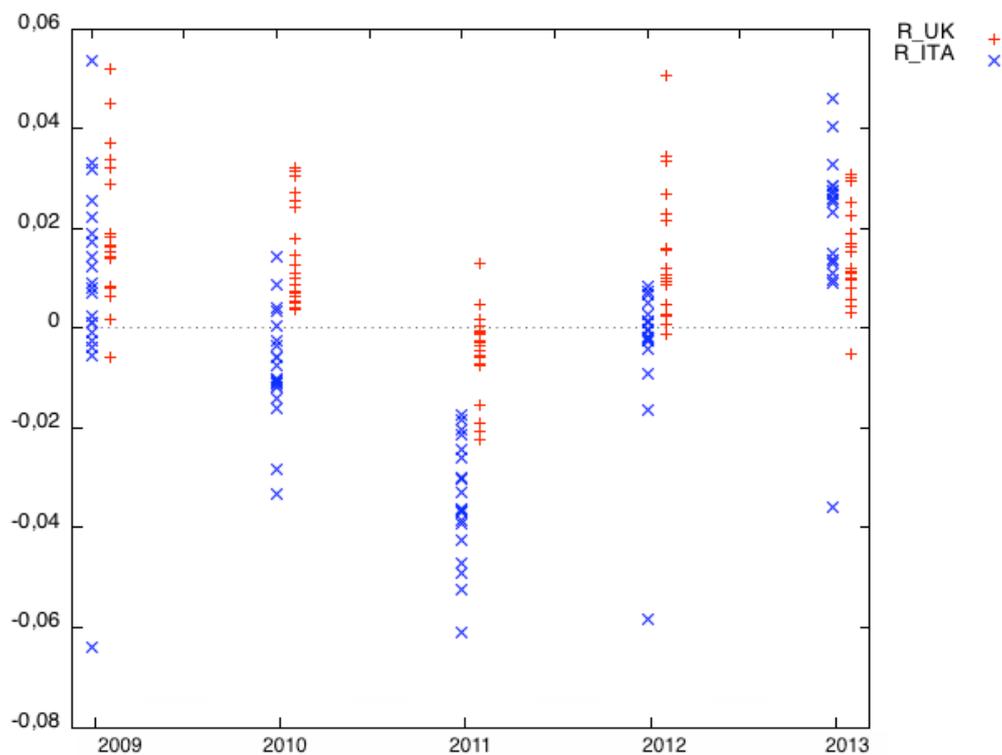
| | Mercato italiano | | Mercato inglese | |
|---------------|---------------------------|-----------------|---------------------------|-----------------|
| | β medio | λ medio | β medio | λ medio |
| FTSE | 0,498 | -0,018 | 1,6603 | 0,0021 |
| SPREAD | -0,048 | 0,0039 | -0,0203 | -0,0018 |
| EXR | 0,080 | -0,0012 | 0,3686 | -0,0172 |
| IN | 0,009 | -0,0001 | 1,2243 | -0,0004 |
| UN | -0,557 | 0,0102 | 0,2152 | -0,0001 |
| MIP | -0,015 | -0,004 | 0,4834 | -0,0005 |
| d_2010 | | -0,0207 | | -0,0045 |
| d_2011 | | -0,0491 | | -0,0234 |
| d_2012 | | -0,0189 | | -0,0034 |
| d_2013 | | 0,0025 | | -0,0049 |
| | R² LSDV | 0,7151 | R² LSDV | 0,6295 |
| | R² WG | 0,6801 | R² WG | 0,5084 |

²² Si faccia presente che fatto 10 il livello iniziale di un titolo, una variazione pari a -50% comporta una perdita in termini assoluti pari a 5; da questo nuovo livello, una variazione in positivo pari a +20% corrisponde in termini assoluti solo ad un + 1.

La principale considerazione va tenuta circa la significatività statistica delle dummy temporali, introdotte in entrambi i modelli. Tale significatività, molto forte per il mercato italiano quanto per il mercato inglese, sottolinea la fondamentale dimensione temporale e congiunturale che ha caratterizzato entrambi i mercati in esame.

Nella Figura 3.22 individuiamo i rendimenti dei portafogli nei periodi temporali analizzati, differenziati per mercato di riferimento.

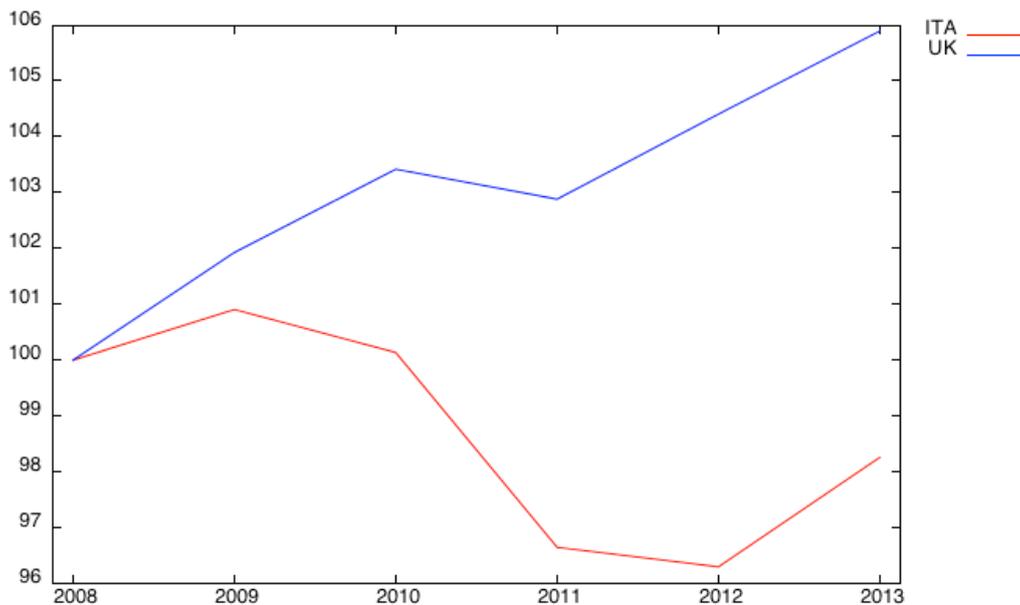
Figura 3.22 - Variazioni rendimenti portafogli per mercato a confronto



Risulta evidente, come illustrato nella Figura 3.22, il differente impatto, in termini di variazioni, del fattore temporale, nei due mercati. Seppure è possibile registrare una dinamica discendente con vertice nel 2011 ed un dinamica ascendente a partire da quell'anno, i portafogli inglesi registrando variazioni mensili medie negative solo nel 2011. Tale dinamica, può essere fraintesa se considerata solo in termini di variazioni percentuali, in quanto risulta evidente il quasi riallineamento dei rendimenti nel 2013. Tuttavia, se consideriamo le variazioni in termini assoluti

dei portafogli, con base comune 100, notiamo il pesante lascito derivante dal periodo di forte ribasso. Nella Figura 3.23, individuamo l'andamento storico del valore medio dei portafogli, indicizzato a 100 nel 2009, nei due differenti mercati.

Figura 3.23 - Serie storica valore medio portafogli in termini assoluti (base 100)



Considerando i portafogli del mercato UK, in media, il trend risulta tendenzialmente ascendente, e si registra una flessione solo nel 2011. Per il mercato italiano, invece, l'andamento è fortemente negativo: la perdita di valore dei portafogli comincia nel 2009, si acuisce nel 2011 e rallenta nel 2012; solo nel 2013 si registra una leggera ripresa, che, tuttavia, non compensa affatto le perdite di valore determinatesi negli anni precedenti.

Con riferimento alla bontà di adattamento del modello ai dati, è opportuno sottolineare le buone performance del modello utilizzato che registra un indice di determinazione elevato, paria a 62,95% anche sul mercato inglese.

Conclusioni

L'obiettivo principale di questa analisi era quello di cogliere le dinamiche economiche che hanno caratterizzato il mercato azionario italiano tra il 2009 e il 2013, analizzando il ruolo nel pricing azionario di alcune variabili, quali l'andamento di mercato, l'inflazione, il tasso di cambio, la disoccupazione, il livello di produzione industriale e lo spread. Per fare questo, in chiave di confronto e completezza, due differenti metodologie sono state applicate: attraverso la metodologia Fama-MacBeth è stata proposta un'analisi molto simile a quella condotta da Chen, Roll e Ross (1986); attraverso la regressione con dati Panel, si è cercato di superare le problematiche proprie di un'analisi con dati sezionali, nel tentativo di delineare un quadro maggiormente completo.

Circa l'applicazione della metodologia Fama-MacBeth, è interessante osservare come i coefficienti stimati, considerando una ragionevole dimensione di approssimazione, risultino coerenti con quanto individuato da Chen, Roll e Ross e con quanto esposto, durante l'analisi esplorativa delle variabili, circa il contesto economico di applicazione. Le stime ottenute, oltre che in buona parte statisticamente significative, hanno permesso di definire, almeno per il mercato in esame e per il periodo temporale considerato, la bassa capacità dell'inflazione e del tasso di cambio, risultati poco significativi, di prezzare i titoli quotati. Al contrario, è risultato rilevante il ruolo giocato dalle variabili mercato, spread e disoccupazione.

Considerando, inoltre, l'applicazione del modello di regressione per dati Panel, lo spettro di analisi e confronto è stato ampliato ulteriormente: lo studio della dimensione temporale, tramite l'inserimento nel modello di dummy di periodo, ha permesso l'individuazione di aspetti che l'analisi Fama-MacBeth ha tralasciato. Tali dummy sono risultate fortemente significative nei periodi osservati e soprattutto nel periodo di maggiore instabilità economica dei mercati finanziari, quali il 2011. Il modello così implementato ha reso evidente come le variabili macroeconomiche già escluse nel modello Fama-Macbeth (inflazione, tasso di cambio e produzione industriale) risultino scarsamente significative nel processo

di pricing. Con l'analisi per dati Panel è stato, così, confermato il ruolo rilevante della variabile Spread, la cui rilevanza statistica è stata appurata ad un livello di significatività dell'1%, registrando un p-value pari allo 0,0074.

Infine, i risultati dell'analisi fin qui descritti sono stati confrontati con quelli ottenuti dall'analisi condotta sul mercato inglese dal candidato Dario Alessandro.

Le conclusioni che possiamo trarre da tali indagini riguardano principalmente le possibilità di cogliere e interpretare le dinamiche economico-finanziarie che determinano il pricing azionario: nonostante i buoni livelli di adattamento dei modelli ai dati e nonostante il discreto livello di precisione delle stime, qualsiasi valutazione circa gli andamenti dei titoli quotati non può basarsi solo ed esclusivamente su variabili di carattere macroeconomico. Seppure tali fattori, come mostrato nelle pagine precedenti, possono, in alcuni casi e in particolari condizioni, spiegare i movimenti dei titoli azionari quotati, una corretta e sensata analisi al riguardo necessita di una *complementare e parallela* valutazione delle componenti specifiche proprie di ogni realtà aziendale. In ambiti decisionali, fortemente operativi, la capacità di confrontare, implementare e correggere i risultati provenienti sia da un'analisi di tipo macro sia da un'analisi di tipo micro è il migliore modo per ottenere i risultati strategici più rilevanti.

In conclusione, l'analisi condotta nelle precedenti pagine ha avuto il duplice scopo di permettermi, da un lato, di confrontarmi con l'applicazione di metodologie e strumenti statistici che, in un'ottica di formazione professionale, faranno parte negli anni seguenti del mio personale bagaglio di conoscenze; d'altro canto, gli stimoli provati durante l'indagine empirica hanno creato in me la consapevolezza di un forte interessamento all'osservazione e all'analisi di tipo quantitativo. Con particolare riferimento agli argomenti trattati in queste pagine, mi ripropongo, con entusiasmo, di condurre maggiori approfondimenti e ulteriori studi. Quanto affrontato finora rappresenta solo un primo passo e un primo tentativo nel padroneggiare argomenti e conoscenze proprie di una più ampia e completa dimensione di ricerca scientifica con cui, spero davvero, avrò modo di confrontarmi in un prossimo futuro.

Appendice

| Nome società | Sigla di borsa | Capitalizzazione (mln €) Gennaio-2010 |
|--------------------------------------------|----------------|------------------------------------------|
| PORTAFOGLIO 1 | | |
| ENI S.p.A. | ENI.MI | 67460,75 |
| ENEL S.p.A. | ENEL.MI | 36584,93 |
| Intesa Sanpaolo S.p.A. | ISP.MI | 34824,79 |
| UniCredit S.p.A. | UCG.MI | 33255,02 |
| Generali S.p.A. | G.MI | 26733,54 |
| Telecom Italia S.p.A. | TIT.MI | 19514,37 |
| Snam S.p.A. | SRG.MI | 12116,62 |
| Fiat S.p.A. | F.MI | 10876,52 |
| Saipem S.p.A. | SPM.MI | 10435,55 |
| Atlantia S.p.A. | ATL.MI | 10389,14 |
| PORTAFOGLIO 2 | | |
| Luxottica S.p.A. | LUX.MI | 8764,09 |
| Mediobanca S.p.A. | MB.MI | 6840,00 |
| Banca Monte dei Paschi di Siena S.p.A. | BMPS.MI | 6533,69 |
| Mediaset S.p.A. | MS.MI | 6453,99 |
| UBI Banca | UBI.MI | 6398,30 |
| Terna - Rete Elettrica Nazionale S.p.A. | TRN.MI | 5846,55 |
| Finmeccanica S.p.A. | FNC.MI | 5817,16 |
| Edison Spa | EDNR.MI | 5661,92 |
| A2A S.p.A. | A2A.MI | 4327,58 |
| Banca Carige | CRG.MI | 3510,61 |
| Parmalat | PLT.MI | 3109,92 |
| PORTAFOGLIO 3 | | |
| Banco Popolare | PEL.MI | 2979,59 |
| Mediolanum S.p.A. | MED.MI | 2978,14 |

| Nome società | Sigla di borsa | Capitalizzazione (mln €) Gennaio-2010 |
|-------------------------------------------|-----------------------|--------------------------------------------------|
| Banca Popolare Emilia Romagna cooperativa | BPE.MI | 2713,01 |
| Banco Popolare società cooperativa | BP.MI | 2470,00 |
| Exor S.p.A. | EXO.MI | 2469,52 |
| Prysmian S.p.A. | PRY.MI | 2361,71 |
| Pirelli & C. S.p.A. | PC.MI | 2272,38 |
| Autogrill S.p.A. | AGL.MI | 2265,04 |
| GTECH S.p.A. | GTK.MI | 2193,20 |
| Banca Popolare di Sondrio | BPSO.MI | 2183,58 |
| Campari - Milano S.p.A. | CPR.MI | 2116,63 |
| PORTAFOGLIO 4 | | |
| Italcementi | IT.MI | 2101,91 |
| Buzzi Unicem S.p.A. | BZU.MI | 2035,47 |
| Banca Popolare di Milano S.c.r.l. | PMI.MI | 1962,28 |
| Saras | SRS.MI | 1931,91 |
| Hera | HER.MI | 1878,55 |
| UnipolSai Assicurazioni S.p.A. | US.MI | 1838,17 |
| Credito Emiliano | CE.MI | 1713,25 |
| Acea | ACE.MI | 1659,70 |
| SIAS | SIS.MI | 1537,37 |
| Erg | ERG.MI | 1479,01 |
| PORTAFOGLIO 5 | | |
| Tod's S.p.A. | TOD.MI | 1469,71 |
| DiaSorin | DIA.MI | 1407,20 |
| CIR | CIR.MI | 1341,02 |
| Azimut | AZM.MI | 1303,90 |
| Geox | GEO.MI | 1208,36 |
| Cattolica Assicurazioni | CASS.MI | 1199,65 |

| Nome società | Sigla di borsa | Capitalizzazione (mln €) Gennaio-2010 |
|---------------------------------|-----------------------|--------------------------------------------------|
| Beni Stabili | BNS.MI | 1155,45 |
| Danieli & C. | DAN.MI | 1094,60 |
| Recordati | REC.MI | 1091,90 |
| Credito Valtellinese | CVAL.MI | 1082,09 |
| Italmobiliare | ITM.MI | 1054,10 |
| PORTAFOGLIO 6 | | |
| Indesit Company | IND.MI | 1022,80 |
| ASTM | AT.MI | 882,71 |
| RCS MediaGroup | RCS.MI | 879,75 |
| Banca Generali | BGN.MI | 868,26 |
| Gruppo Editoriale L'Espresso | ES.MI | 850,16 |
| Maire Tecnimont | MT.MI | 789,77 |
| Piaggio | PIA.MI | 780,57 |
| Trevi Finanziaria | TFI.MI | 747,34 |
| Mondadori Editore | MN.MI | 729,82 |
| Amplifon | AMP.MI | 661,80 |
| Sorin Biomedica | SRN.MI | 572,43 |
| PORTAFOGLIO 7 | | |
| Astaldi | AST.MI | 549,63 |
| Banco Desio Brianza | BDB.MI | 522,09 |
| Banca Intermobiliare | BIM.MI | 504,50 |
| Cementir Holding | CEM.MI | 494,13 |
| COFIDE | COF.MI | 493,16 |
| Igd SIIQ | IGD.MI | 453,29 |
| De' Longhi | DLG.MI | 452,88 |
| I.M.A. | IMA.MI | 450,26 |
| Landi Renzo | LR.MI | 433,38 |
| MARR | MARR.MI | 418,97 |
| Banca Profilo | PRO.MI | 410,49 |

| Nome società | Sigla di borsa | Capitalizzazione (mln €) Gennaio-2010 |
|-------------------------|----------------|------------------------------------------|
| PORTAFOGLIO 8 | | |
| Interpump Group | IP.MI | 358,40 |
| DeA Capital | DEA.MI | 356,74 |
| Ascopiave | ASC.MI | 351,96 |
| SAVE | SAVE.MI | 349,28 |
| Engineering | ENG.MI | 331,12 |
| Sol | SOL.MI | 328,36 |
| Snai | SNA.MI | 326,72 |
| Brembo | BRE.MI | 322,24 |
| STMicroelectronics N.V. | STM.MI | |
| Tiscali | TIS.MI | 318,06 |
| PORTAFOGLIO 9 | | |
| Seat Pagine Gialle | PG.MI | 317,05 |
| Zignago Vetro | ZV.MI | 311,00 |
| Nice | NICE.MI | 292,82 |
| Mittel | MIT.MI | 282,82 |
| Tenaris S.A. | TEN.MI | |
| Immsi | IMS.MI | 280,91 |
| Caltagirone Editore | CED.MI | 279,77 |
| Alerion CleanPower | ARN.MI | 262,15 |
| Acotel Group | ACO.MI | 261,79 |
| Vittoria Assicurazioni | VAS.MI | 245,05 |
| PORTAFOGLIO 10 | | |
| Datalogic | DAL.MI | 234,43 |
| Cairo Communication | CAI.MI | 231,44 |
| Banca IFIS | IF.MI | 228,51 |
| Sogefi | SO.MI | 227,57 |
| Banca Finnat | BFE.MI | 218,36 |
| Mutuonline | MOL.MI | 207,48 |
| Vianini Lavori | VLA.MI | 193,10 |

| Nome società | Sigla di borsa | Capitalizzazione (mln €) Gennaio-2010 |
|-----------------------------|----------------|------------------------------------------|
| D'Amico | DIS.MI | 191,73 |
| Fiera Milano SPA | FM.MI | 182,32 |
| Sabaf | SAB.MI | 181,25 |
| PORTAFOGLIO 11 | | |
| Bonifiche Ferraresi | BF.MI | 179,57 |
| Juventus Football Club | JUVE.MI | 176,75 |
| Biesse | BSS.MI | 161,98 |
| Brioschi | BRI.MI | 159,55 |
| Safilo | SFL.MI | 158,22 |
| Tamburi Investment Partners | TIP.MI | 154,34 |
| Aedes | AE.MI | 151,86 |
| Reply | REY.MI | 144,39 |
| Premuda | PR.MI | 144,04 |
| Sesa SPA | SES.MI | 142,80 |
| PORTAFOGLIO 12 | | |
| Beghelli | BE.MI | 142,49 |
| Molmed | MLM.MI | 140,71 |
| Fnm | FNM.MI | 139,36 |
| Iren | IRE.MI | 138,42 |
| K.R.Energy S.p.A. | KRE.MI | 138,13 |
| SAES Getters SPA | SG.MI | 128,84 |
| Basicnet | BAN.MI | 120,45 |
| INTEK GROUP | IKG.MI | 120,39 |
| Damiani | DMN.MI | 116,64 |
| AS Roma | ASR.MI | 108,81 |
| PORTAFOGLIO 13 | | |
| Elica | ELC.MI | 108,64 |
| Poltrona Frau | PFG.MI | 107,41 |
| Carraro | CARR.MI | 105,53 |

| Nome società | Sigla di borsa | Capitalizzazione (mln €) Gennaio-2010 |
|------------------------|-----------------------|--------------------------------------------------|
| Emak | EM.MI | 104,80 |
| Ternienergia | TER.MI | 99,82 |
| Eurotech | ETH.MI | 97,27 |
| Screen Service | SSB.MI | 96,96 |
| Pininfarina Spa | PINF.MI | 89,40 |
| Servizi Italia | SRI.MI | 87,55 |
| Reno de Medici SPA | RM.MI | 87,17 |
| PORTAFOGLIO 14 | | |
| Dada | DA.MI | 83,19 |
| Panariagroup | PAN.MI | 81,93 |
| Falck Renewables | FKR.MI | |
| Il Sole 24 Ore | S24.MI | 79,76 |
| Cembre | CMB.MI | 77,68 |
| Acsm-Agam SPA | ACS.MI | 75,23 |
| Ergycapital | ECA.MI | 74,64 |
| Autostrade Meridionali | AUTME.MI | 74,19 |
| Be SPA | BET.MI | 73,32 |
| Pierrel | PRL.MI | 70,37 |
| PORTAFOGLIO 15 | | |
| Monrif | MON.MI | 69,44 |
| Banco di Sardegna | BSRP.MI | 68,76 |
| La Doria | LD.MI | 68,16 |
| Class Editori | CLE.MI | 67,36 |
| Retelit | LIT.MI | 67,22 |
| Exprivia | XPR.MI | 59,74 |
| Isagro | ISG.MI | 59,69 |
| Mediacontech | MCH.MI | 59,40 |
| Piquadro | PQ.MI | 58,45 |
| Poligrafici Editoriale | POL.MI | 58,31 |
| PORTAFOGLIO 16 | | |

| Nome società | Sigla di borsa | Capitalizzazione (mln €) Gennaio-2010 |
|--------------------------------|-----------------------|--------------------------------------------------|
| Kinexia SpA | KNX.MI | 57,89 |
| M&C | MEC.MI | 56,43 |
| El en | ELN.MI | 56,10 |
| Mid Industry Capital | MIC.MI | 55,10 |
| Chl | CHL.MI | 55,01 |
| Aeffe | AEF.MI | 50,86 |
| Conafi Prestito' | CNP.MI | 49,93 |
| Prima Industrie SPA | PRI.MI | 49,84 |
| Stefanel SPA | STEF.MI | 49,60 |
| Biancamano | BCM.MI | 49,58 |
| PORTAFOGLIO 17 | | |
| Cad It | CAD.MI | 49,20 |
| Gabetti Property Solutions SPA | GAB.MI | 48,14 |
| Eems | EEMS.MI | 44,52 |
| Irce | IRC.MI | 43,00 |
| I Grandi Viaggi | IGV.MI | 42,71 |
| Vianini Industria | VIN.MI | 42,45 |
| Cobra | COB.MI | 41,60 |
| Bialetti Industriale | BIA.MI | 41,40 |
| Arena Agroindustrie Alimentari | ARE.MI | 40,49 |
| Dmail Group | DMA.MI | 39,79 |
| PORTAFOGLIO 18 | | |
| Bastogi SPA | B.MI | 37,89 |
| Bolzoni | BLZ.MI | 36,12 |
| Mondo Tv | MTV.MI | 33,81 |
| Gefran | GE.MI | 31,19 |
| Digital Bros | DIB.MI | 30,98 |
| Meridie | ME.MI | 30,24 |
| B&C Speakers | BEC.MI | 28,50 |

| Nome società | Sigla di borsa | Capitalizzazione (mln €) Gennaio-2010 |
|---------------------------------|-----------------------|--------------------------------------------------|
| Compagnia Immobiliare Azionaria | CIA.MI | 27,23 |
| Ceramiche Ricchetti | RIC.MI | 26,77 |
| Csp International | CSP.MI | 25,89 |
| Noemalife | NOE.MI | 25,31 |
| PORTAFOGLIO 19 | | |
| Enervit | ENV.MI | 24,96 |
| Centrale Latte Torino | CLT.MI | 24,02 |
| Societa Sportiva Lazio SPA | SSL.MI | 24,00 |
| Fidia | FDA.MI | 22,19 |
| Investimenti E Sviluppo | IES.MI | 18,94 |
| Ratti | RAT.MI | 18,91 |
| Cape Live | CL.MI | 18,87 |
| Olidata | OLI.MI | 17,65 |
| Industria E Innovazione | IIN.MI | 17,52 |
| Txt E-Solutions | TXT.MI | 17,25 |
| PORTAFOGLIO 20 | | |
| It Way | ITW.MI | 16,14 |
| Best Union Company | BEST.MI | 14,61 |
| Poligraf S Faustino | PSF.MI | 13,96 |
| Fullsix | FUL.MI | 13,89 |
| Rosss | ROS.MI | 13,31 |
| Bioera | BIE.MI | 13,11 |
| Caleffi | CLF.MI | 12,19 |
| Zucchi Spa | ZUC.MI | 12,01 |
| LVENTURE GROUP | LVEN.MI | 4,76 |
| Sintesi | SII.MI | 4,65 |

Bibliografia

- Altay, E., (2003), «The Effect of Macroeconomic Factors on Asset Returns: A Comparative Analysis of the German and Turkish Stock Markets in an APT Framework», *working paper*, Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, 48.
- Barucci E., (2000), *Teoria dei mercati finanziari: equilibrio efficienza, informazione*, cap. 5, Bologna, Il Mulino.
- Bilson C., Brailsford T., Hooper V., (2000), «Selecting Macroeconomic Variables as Explanatory Factors of Emerging Stock Market Returns», *Working Paper in Finance 00-04*, Australian National University.
- Black F., Jensen M., Scholes M., (1972), «The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests», *Studies in the Theory of Capital Markets*, Jensen ed. Praeger, New York.
- Blume M., (1975), «Betas and Their Regression Tendencies», *The Journal of Finance*, 30, 785-795.
- Blume M., (1979), «Betas and Their Regression Tendencies: some further evidence», *The Journal of Finance*, 34, 265-267.
- Burmeister, E., Wall, K.D., (1986), «The Arbitrage Pricing Theory and Macroeconomic Factor Measures», *The Financial Review*, 21, 1-20.
- Cagnetti A., (2002), «Capital Asset Pricing Model and Arbitrage Pricing Theory in the Italian Stock Market: an Empirical Study», *Working paper*, Management School and Economics. The University of Edinburgh.
- Chen N., Roll R., Ross S.A., (1986), «Economic Forces and the Stock Market», *Journal of Business*, 59, 383-403.

- Connor G., R.A. Korajczyk R.A., (1992), «The Arbitrage Pricing Theory and Multifactor Models of Asset Returns», *working paper 139 in Finance Handbook*, Jarrow et al. eds., Elsevier Science Publisher.
- Dimson E., Marsh P., Staunton M., (2011), «Equity Premia Around the World», *working paper*, London Business School.
- Dimson E., Marsh P., Staunton M., (2002), *Triumph of the Optimism: 101 Years of Investment Returns*, Princeton University Press.
- Fama E.F., French K.R., (2004), «The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence», *The Journal of Finance*, 18, 25-46.
- Fama E.F., French K.R., (1992), «The Cross-Section of Expected Stock Returns», *The Journal of Finance*, 47, 427-465.
- Fama E.F., MacBeth J.D., (1973), «Risk, Return and Equilibrium: Empirical Test», *The Journal of Finance*, 81, 607-636.
- Harrington D.R., (1983), *Modern Portfolio Theory and Capital Asset Pricing Model: a User's Guide*, Englewood Cliffs, Prentice-Hall, Inc.
- Humpe A., Macmillan P., (2007), «Can macroeconomic variables explain long term stock market movements? A comparison of the US and Japan», *Centre for Dynamic Macroeconomic Analysis*, Working Paper Series CDMA 07/20.
- Hsu, J.C., «Fama MacBeth Estimation», Working paper prepared for *Anderson MFE Program*.
- Markowitz, H.M., (1952), «Portfolio Selection», *The Journal of Finance*, 7, 77-91.
- Markowitz, H.M., (1959), *Portfolio Selection. Efficient Diversification of Investments*, New York, John Wiley & Sons.
- Pomante U., (2013), *Economia del Mercato Mobiliare*, cap. 9, Milano, Egea.
- Ross, S.A., (1976), «The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing», *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360.

Saita F., (2013), *Economia del Mercato Mobiliare*, cap. 10-11, Milano, Egea.

Sharpe W., (1964), «Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk», *The Journal of Finance*, 19, 425-442.

Ringraziamenti

Ringrazio la Professoressa Livia De Giovanni, la quale, con professionalità e competenza, mi ha mostrato davvero il significato della parola dedizione: ho appreso da lei molto più di quanto scritto in queste pagine.

Ringrazio la Professoressa Gabriella Foschini, la quale, con serietà e profonda disponibilità, mi ha aiutato nel corso di questo lavoro: i suoi consigli sono stati preziosi e illuminanti.

Ringrazio Dario, che mi ha accompagnato in questa insidiosa avventura: assieme, anche la peggiore criticità è divenuta inizialmente sfida e infine vittoria.

Ringrazio Carola, che, con pazienza e gioia, mi sostiene sempre: mi dai tutto quello che non ho e migliori tutto quello che già ho.

Ringrazio Riccardo, il quale è sempre il mio più grande alleato e più fidato compagno: *molto* difficile non sarà mai *troppo* difficile.

Infine, ringrazio il mio fratellone e i miei genitori, i quali mi spingono a mostrare sempre la parte migliore di me: continuerò a farlo.