

DIPARTIMENTO DI IMPRESA E MANAGEMENT

Corso di Laurea in Economia e Management

Cattedra di Statistica

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

RELATORE

Prof.ssa Livia De Giovanni

CANDIDATO

Dario Alessandro

matr. 172271

Anno Accademico 2013/2014



# INDICE

<b>Introduzione</b>	3
<b>Capitolo 1: Il rendimento delle attività rischiose: dalla teoria alla prassi</b>	
<b>1.1</b> Concetti di base	5
<b>1.2</b> La teoria di selezione di portafoglio di Markowitz	6
1.2.1 Portafogli efficienti composti da due titoli	6
1.2.2 Portafogli efficienti composti da n titoli	8
<b>1.3</b> Il <i>Capital Asset Pricing Model</i>	10
1.3.1 Combinazione di portafogli efficienti e attività <i>risk free</i> : la <i>Capital Market line</i>	12
1.3.2 La <i>Security Market Line</i>	13
<b>1.4</b> Il <i>market model</i> e la stima del beta	16
<b>1.5</b> L'Arbitrage Pricing Theory	18
1.5.1 L'APT a un fattore	19
1.5.2 L'APT a più fattori	21
<b>1.6</b> I principali modelli multifattoriali nella letteratura	22
<b>Capitolo 2: Metodologia</b>	
<b>2.1</b> Il modello di regressione lineare multifattoriale	26
<b>2.2</b> Il modello di regressione con dati panel	30
2.2.1 Gli effetti fissi individuali	30
2.2.2 Gli effetti fissi temporali	31
2.2.3 Gli errori standard per dati raggruppati	32
<b>2.3</b> Il modello di regressione Fama-MacBeth	32
<b>Capitolo 3: Analisi empirica</b>	
<b>3.1</b> Variabili utilizzate	35
3.1.1 La variabile dipendente	35
3.1.2 Le variabili indipendenti	38

3.1.3	Analisi di correlazione tra le variabili indipendenti	50
<b>3.2</b>	<b>Risultati del modello Fama-MacBeth</b>	<b>51</b>
3.2.1	Fase I	51
3.2.2	Fase II	55
<b>3.3</b>	<b>Risultati del modello di regressione con dati panel</b>	<b>58</b>
<b>3.4</b>	<b>Confronto dei risultati ottenuti con i modelli stimati</b>	<b>64</b>
<b>3.5</b>	<b>Confronto con il mercato italiano</b>	<b>66</b>
<b>Conclusioni</b>		<b>69</b>
<b>Appendice</b>		<b>71</b>
<b>Bibliografia</b>		<b>79</b>
<b>Ringraziamenti</b>		<b>81</b>

## Introduzione

Negli ultimi decenni si è assistito ad un invadente sviluppo dei mercati finanziari che, sulla scia di un marcato processo di globalizzazione e deregolamentazione, hanno assunto un ruolo sempre più determinante nella dimensione dell'economia reale. Se da un punto di vista puramente teorico i mercati finanziari, intesi come luogo di scambio tra soggetti in surplus e soggetti in deficit di capitale, nascono per permettere all'individuo di ottimizzare la propria scelta intertemporale di consumo, da un punto di vista maggiormente ancorato alla realtà il loro incessante sviluppo sottintende la pura ricerca di rendimenti orientati al lungo o al breve, o addirittura brevissimo periodo.

Il presente lavoro si propone di analizzare l'impatto di alcuni fattori di carattere macroeconomico sul rendimento dei titoli azionari quotati presso il London Stock Exchange. Tali fattori verranno interpretati come indici del rischio sistematico a cui sono esposti tutti i titoli e in virtù del quale viene riconosciuto agli investitori un premio per il rischio. Attraverso un'analisi statistica verranno stimate le sensibilità dei titoli azionari rispetto alle variazioni delle variabili macroeconomiche prese in considerazione e il relativo premio per il rischio, giustificando rendimenti maggiori con un'esposizione maggiore al rischio sistematico delle attività considerate e rendimenti più modesti con un'esposizione al rischio meno accentuata.

L'analisi si svilupperà attraverso un'*overview* dei principali modelli di *asset pricing* e la successiva analisi empirica effettuata su un campione di 200 titoli azionari. Tale analisi sarà suddivisa in due parti: la prima tenta di replicare il modello sviluppato da Chen, Roll e Ross nel 1986 attraverso il metodo Fama-MacBeth; la seconda si concentra invece su un modello di regressione con dati panel per apprezzare l'eventuale presenza di effetti fissi individuali e/o temporali. I risultati dei due modelli verranno infine comparati.

Il presente progetto di tesi è da ritenersi complementare a quello sviluppato dal candidato Andrea Cantisani (matr. 169121) che, attraverso la medesima metodologia di base, ha sviluppato l'analisi in relazione al mercato azionario italiano. In virtù di ciò, prima di concludere, i risultati dei due lavori saranno comparati per apprezzare eventuali differenze derivanti dal considerare uno scenario economico differente.

# **CAPITOLO 1**

## **IL RENDIMENTO DELLE ATTIVITA' RISCHIOSE: DALLA TEORIA ALLA PRASSI**

## 1.1 Concetti di base

Malgrado in letteratura esistano diverse teorie con lo scopo di individuare le determinanti del rendimento dei titoli azionari, ognuna di esse trova le proprie origini in un'assioma fondamentale: la relazione diretta tra rischio e rendimento.

Partendo dal presupposto che quando si parla di rischio si fa generalmente riferimento all'incertezza del rendimento di un titolo azionario, è possibile distinguere un profilo di rischio cosiddetto *ex ante* e uno *ex post*. Nel primo caso ci si riferisce alla variabilità del rendimento atteso, inteso come la media aritmetica dei possibili rendimenti ponderata per la probabilità del verificarsi dei diversi scenari. Il rischio del titolo *i-esimo* potrà essere quantificato calcolando la varianza del rendimento atteso come segue:

$$\sigma_i^2 = \sum_{s=1}^n [r_{is} - E(r_i)]^2 p_s \quad \text{con} \quad \sum_{s=1}^n p_s = 1 \quad (1.1)$$

dove  $E(r_i)$  è il rendimento atteso e  $r_{is}$  il rendimento ottenibile con una probabilità  $p_s$ .

In un ottica *ex post*, invece, il rischio viene identificato come la variabilità del rendimento medio, e dunque come la sua varianza:

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (r_{it} - \bar{r}_i)^2 \quad (1.2)$$

dove  $\bar{r}_i$  è il rendimento medio e  $r_{it}$  il rendimento nel periodo  $t$ . Si noti che al numeratore figura  $n-1$  invece di  $n$  in quanto tale valore *ex post* viene misurato in riferimento ad un campione di osservazioni.

In entrambi i casi la varianza identifica il rischio complessivo a cui è soggetto il titolo, senza discernere la componente specifica, riferita al rischio derivante dalle caratteristiche peculiari dell'azienda che ha emesso il titolo, dalla componente sistematica, riferita all'esposizione del titolo al rischio generato dalla variabilità di una moltitudine di fattori che influenzano il sistema economico. Tale distinzione è tutt'altro che irrilevante in quanto, mentre il rischio specifico può essere eliminato attraverso una politica di portafoglio orientata alla diversificazione, così come dimostrato dalla teoria della selezione di portafoglio di Markowitz, la componente di

rischio sistematico risulta ineludibile. In virtù di ciò, un'ipotesi sottintesa da alcune delle teorie presentate di seguito è che la relazione diretta tra rendimento e rischio di un titolo azionario riguarda in via esclusiva la componente di rischio sistematico, in quanto non eliminabile per mezzo di un'opportuna strategia di diversificazione.

Prima di procedere è necessaria un'ultima precisazione. Se la componente di rischio specifico non viene riconosciuta dal mercato e dunque i rendimenti dei titoli azionari sono determinati dalla comune esposizione a fattori inerenti al sistema economico, è lecito chiedersi da dove derivi la loro diversità. Ebbene, tale diversità trova risposta nella differente sensibilità di ogni titolo alle variazioni di ognuno dei fattori presi in considerazione.

## **1.2 La teoria di selezione di portafoglio di Markowitz**

Il modello proposto da Harry Markowitz nell'articolo intitolato "Portfolio Selection" e pubblicato nel 1952 in *The Journal of Finance*, si fonda sulle seguenti tre ipotesi:

- gli investitori effettuano le proprie scelte di investimento tenendo conto esclusivamente del rendimento atteso e del rischio, quantificabile con la varianza o con la deviazione standard dei rendimenti;
- l'orizzonte temporale è uniperiodale;
- gli investitori sono avversi al rischio ed effettuano le proprie scelte col fine di massimizzare l'utilità attesa.

L'avversione al rischio implica che per fronteggiare livelli di rischio più elevati gli investitori richiedono rendimenti altrettanto maggiori. Inoltre dalla prima e dalla terza ipotesi discende il principio media-varianza secondo il quale a parità di rendimento atteso viene scelto l'investimento caratterizzato dal minor rischio e a parità di rischio l'investimento caratterizzato dal maggior rendimento atteso.

### **1.2.1 Portafogli efficienti composti da due titoli**

Coerentemente con le ipotesi appena enunciate, dopo aver definito l'orizzonte temporale di riferimento, per determinare la frontiera dei portafogli efficienti composti da due specifici titoli (per semplicità chiamati A e B) si procede innanzitutto al calcolo del rendimento atteso di ogni possibile portafoglio e la sua deviazione standard. Conosciuti

i rendimenti attesi dei due titoli, rispettivamente  $E(r_A)$  e  $E(r_B)$ , e le loro deviazioni standard, rispettivamente  $\sigma_A$  e  $\sigma_B$ , e considerate le proprietà del valore atteso e della varianza, i due indici sono calcolati come segue:

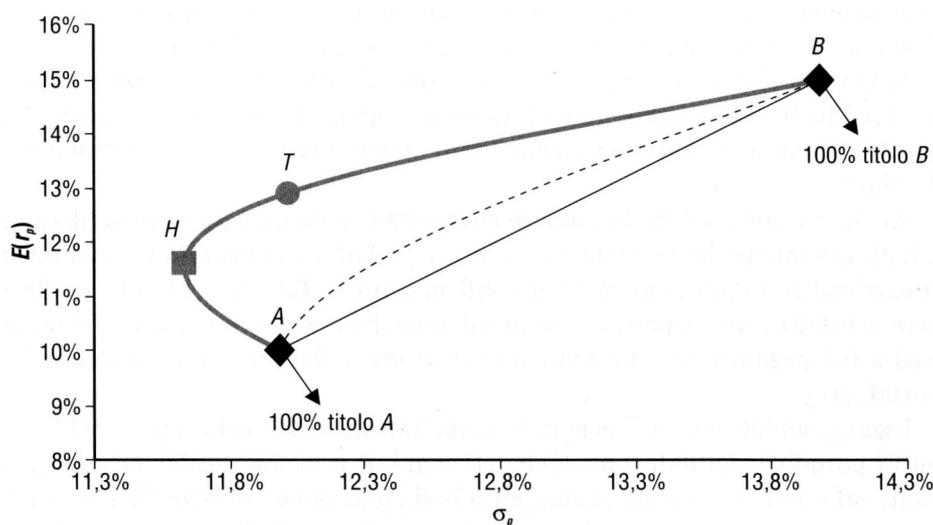
$$E(r_p) = X E(r_A) + (1 - X) E(r_B) \quad (1.3)$$

$$\sigma_p = \sqrt{X^2 \sigma_A^2 + (1 - X)^2 \sigma_B^2 + 2 X (1 - X) \rho_{AB} \sigma_A \sigma_B} \quad (1.4)$$

dove  $X$  e  $(1-X)$ , con  $0 < X < 1$ , sono le quote investite rispettivamente nel titolo A e nel titolo B e  $\rho_{AB}$  rappresenta il coefficiente di correlazione tra i rendimenti dei due titoli.

Nell'articolo del 1952 Markowitz pone l'accento sul metodo di calcolo della deviazione standard del portafoglio e mette in evidenza lo stretto legame tra il coefficiente di correlazione e il concetto di diversificazione. In particolare, dimostra che l'unico caso in cui la diversificazione di portafoglio non produce benefici in termini di rischio è quando tale coefficiente è uguale a 1, mentre il massimo effetto viene prodotto da un coefficiente di correlazione pari a -1.

Considerando il caso più realistico, ossia un coefficiente di correlazione positivo ma minore di 1, e identificando tutte le possibili combinazioni tra il titolo A e il titolo B, dovremmo ottenere una curva come quella riportata nella figura 1.1.



**Figura 1.1:** La frontiera efficiente nel caso di due titoli,  $0 < \rho < 1$

L'intera curva AB rappresenta tutti i portafogli fattibili, ma il tratto AH individua l'insieme dei portafogli inefficienti. Infatti per ognuno di questi portafogli ci si espone ad un rischio tale per cui sarebbe possibile ottenere un rendimento maggiore con una combinazione diversa dei due titoli. Al contrario il tratto HB rappresenta la frontiera efficiente.

### 1.2.2 Portafogli efficienti composti da n titoli

Nel caso di portafogli composti da un numero elevato di titoli, si riscontrano delle maggiori complessità, in particolare nel calcolo della deviazione standard. Il rendimento atteso, infatti, risulterà essere sempre pari alla media aritmetica dei rendimenti dei singoli titoli calcolata usando come pesi le quote investite in ciascun titolo. In termini analitici:

$$E(r_p) = \sum_{i=1}^n X_i E(r_i) \quad (1.5)$$

Il calcolo della deviazione standard, invece, richiede maggiore attenzione in quanto necessita del calcolo dei coefficienti di correlazione di ogni coppia di titoli. Con la matrice seguente si prova a dare un'idea dell'elevato numero di coefficienti da calcolare.

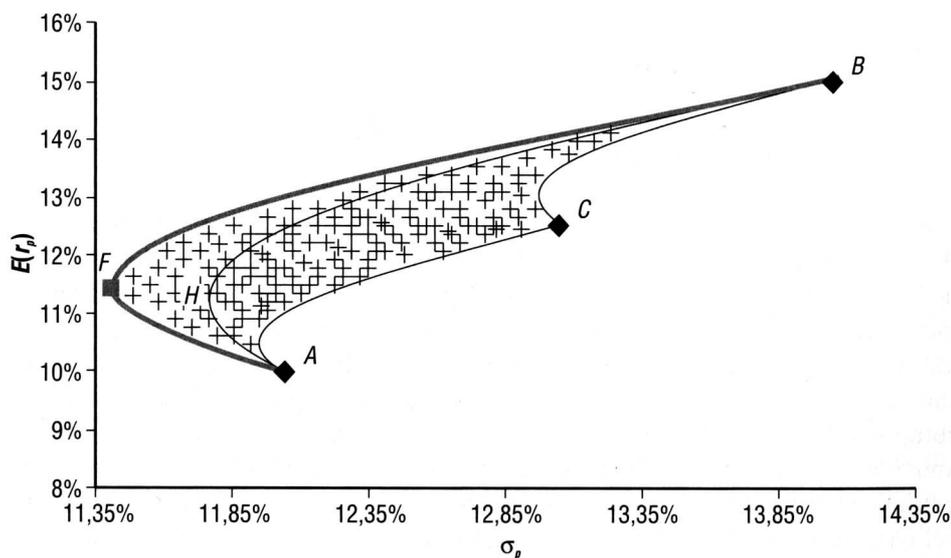
$$\begin{matrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \rho_{13} & \cdots & \rho_{1n} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \rho_{23} & \cdots & \rho_{2n} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & \rho_{33} & \cdots & \rho_{3n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n1} & \rho_{n2} & \rho_{n3} & \cdots & \rho_{nn} \end{matrix}$$

Tale matrice è simmetrica e i termini sulla diagonale principale sono tutti uguali ad 1. Il numero dei termini unici da stimare è quindi pari a  $(N^2-N)/2$ .

Nota la matrice dei coefficienti di correlazione, la deviazione standard di ciascun titolo e la quota investita in ciascun titolo, rispettivamente  $\sigma_i$  e  $X_i$ , la deviazione standard del portafoglio sarà pari a:

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i \sigma_i)^2 + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1, j \neq i}^n 2 X_i X_j \sigma_i \sigma_j \rho_{ij}} \quad (1.6)$$

A questo punto, come nel caso di un portafoglio composto da soli due titoli, è possibile determinare la frontiera dei portafogli efficienti. La figura 1.2, per esempio, riporta la frontiera delle combinazioni possibili di tre titoli, che non sarà più una curva, bensì un'area.



**Figura 1.2:** La frontiera efficiente nel caso di tre titoli

Come si può ben notare, anche in questo caso, è facile riconoscere una frontiera di portafogli efficienti pari alla curva FB. Infatti, ogni altro portafoglio all'interno dell'area dei portafogli fattibili, risulterebbe inefficiente in quanto espone l'investitore ad un rischio tale per cui sarebbe possibile ottenere rendimenti attesi maggiori o, guardando l'altra faccia della medaglia, garantisce un rendimento atteso ottenibile sostenendo un rischio più contenuto.

Una volta individuata la frontiera efficiente, il portafoglio ottimo per l'investitore presenterà la combinazione rischio-rendimento che massimizza la sua utilità; graficamente corrisponderà al punto di tangenza tra la frontiera efficiente e la mappa delle curve di indifferenza proprie dell'investitore.

Nel modello di Markowitz, l'espressione analitica delle curve di indifferenza equivale alla seguente funzione di utilità quadratica:

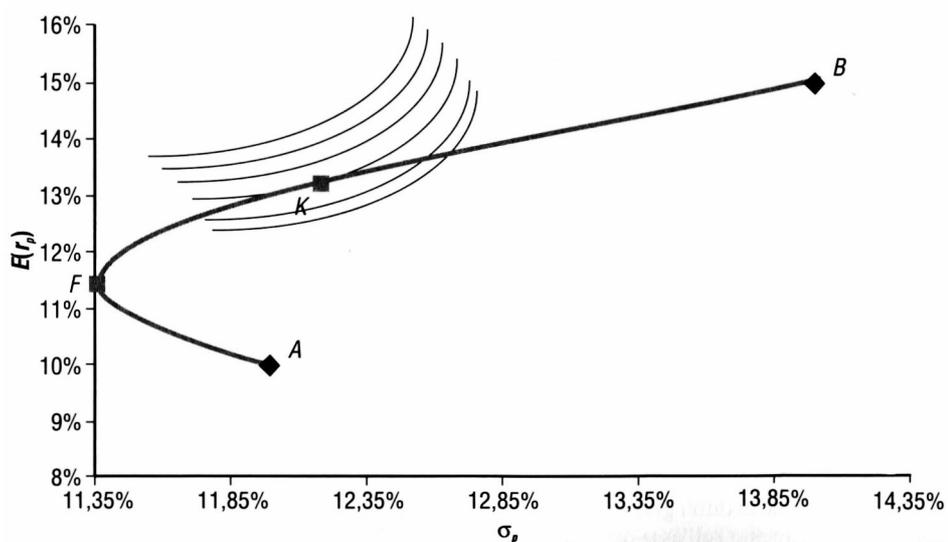
$$E[U(x)] = E(r) - \frac{1}{2} \lambda \sigma^2 \quad (1.7)$$

dove  $\lambda$  misura l'avversione al rischio e  $E[U(x)]$  è l'utilità attesa.

Tale funzione presenta due caratteristiche fondamentali nel quadro individuato dalle ipotesi del modello markowitziano:

- le preferenze degli investitori sono espresse solo in funzione del rischio e del rendimento atteso;
- il rendimento atteso è concepito come un bene, mentre il rischio, al contrario, come un male.

La figura 1.3 riporta un esempio di scelta ottima, in cui il portafoglio K, punto di tangenza tra la mappa delle curve di indifferenza e la frontiera efficiente, corrisponde alla combinazione rischio-rendimento che massimizza l'utilità dell'investitore.



**Figura 1.3:** La scelta ottima di investimento

### 1.3 Il Capital Asset Pricing Model

Il Capital Asset Pricing Model (CAPM) segna l'inizio dell' *asset pricing theory* e la sua nascita è riconducibile agli articoli di William Sharpe (1964) e John Lintner (1965).

Nonostante i vari problemi che presenta in ambito empirico, il CAPM ha avuto grande successo per la semplicità delle implicazioni e dei concetti che sottintende. Le diverse difficoltà che si trovano sul piano applicativo derivano, almeno in parte, dalle ipotesi irrealistiche alla base. Infatti, oltre alle tre ipotesi del modello di Markowitz, sul quale si fonda, ne sono previste ulteriori quattro:

- tutti gli investitori possono sia investire che prendere a prestito ad uno stesso tasso *risk free*;
- le aspettative degli investitori riguardo il rendimento atteso e il rischio delle attività disponibili sono esattamente le stesse;
- l'orizzonte uniperiodale preso in considerazione è lo stesso per ogni investitore;
- vi è la completa assenza di tasse, costi di transazione e qualunque altro limite all'investimento in attività finanziarie.

Combinando l'attività *risk free* con un generico titolo *i* e ipotizzando di investire una quota *X* nel titolo rischioso e una quota (1-*X*) nel titolo *risk free*, il rendimento atteso e la deviazione standard del portafoglio così composto saranno i seguenti:

$$E(r_p) = (1 - X)r_f + X E(r_i) \quad (1.8)$$

$$\sigma_p = \sqrt{X^2 \sigma_i^2} = X \sigma_i, \text{ con } X \geq 0 \quad (1.9)$$

Si noti che la varianza, e quindi la deviazione standard, del rendimento atteso del titolo *risk free* è pari a zero, in quanto si tratta di un valore certo. Inoltre la condizione  $X \geq 0$  indica la possibilità che *X* sia maggiore di uno e che dunque la quota investita nell'attività priva di rischio sia negativa, circostanza che equivale ad un indebitamento al tasso privo di rischio.

Con dei semplici passaggi, mostrati nell'appendice, dalle due equazioni precedenti si può ricavare la seguente relazione tra il rendimento atteso e il rischio di portafoglio.

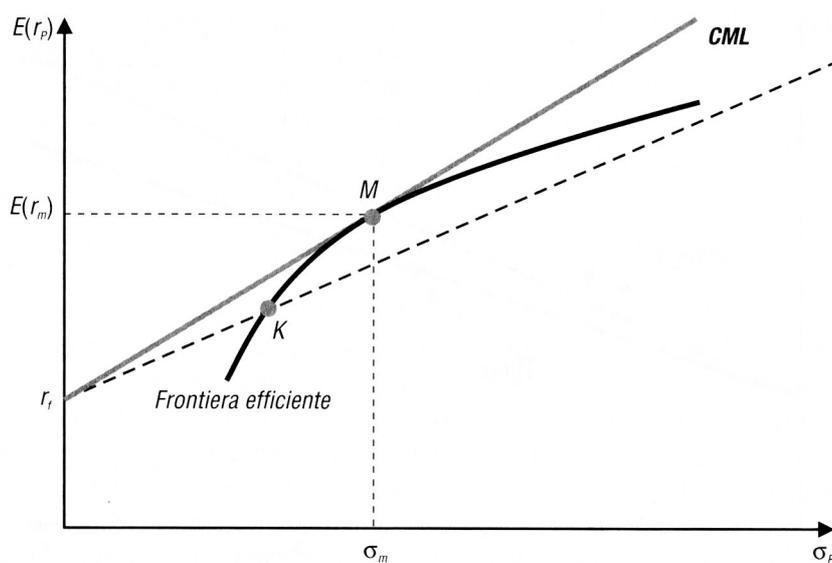
$$E(r_p) = r_f + \sigma_p \frac{E(r_i) - r_f}{\sigma_i} \quad (1.10)$$

Il coefficiente angolare della retta individuata da tale equazione viene detto indice di

Sharpe e intuitivamente misura il premio, in termini di rendimento, per unità di rischio garantito dal portafoglio.

### 1.3.1 Combinazione di portafogli efficienti e attività risk free: la Capital Market Line

Come già detto, l'equazione precedente riguarda la relazione tra rendimento atteso e il rischio del portafoglio composto da un'attività *risk free* e un'attività rischiosa generica *i*. Dall'analisi del modello di Markowitz, però, si evince che un investitore razionale, dato l'insieme delle attività esistenti sul mercato, investirà in un portafoglio appartenente alla frontiera efficiente, ragion per cui sarebbe più idoneo considerare le combinazioni tra il titolo privo di rischio e tali portafogli efficienti. Di tutte queste combinazioni ve ne è una che domina tutte le altre, ossia quella individuata dalla retta avente come intercetta  $r_f$  e tangente alla frontiera efficiente. Il punto di tangenza identifica il cosiddetto *market portfolio*.



**Figura 1.4:** La Capital Market Line

Tale retta, come mostrata nella figura 1.4, viene chiamata Capital Market Line (CML) e la sua espressione analitica è la seguente:

$$E(r_p) = r_f + \sigma_p \frac{E(r_m) - r_f}{\sigma_m} \quad (1.11)$$

I punti da cui è formata questa retta rappresentano tutte le possibili combinazioni tra il portafoglio di mercato e l'attività priva di rischio. In particolare, le combinazioni alla sinistra del punto M individuano tutti i casi in cui l'investitore investe sia nel portafoglio di mercato che nel titolo *risk free*; le combinazioni a destra di M, invece, si riferiscono a tutti i casi in cui l'investitore investe tutto il suo capitale nel portafoglio di mercato più un'ulteriore somma presa in prestito al tasso privo di rischio.

Dalle ipotesi su cui si fonda il CAPM si evince che la frontiera efficiente è la stessa per tutti gli investitori. Inoltre, poiché lo stesso vale per il tasso *risk free*, anche il portafoglio di mercato sarà lo stesso per ogni investitore e le scelte di investimento si differenziano esclusivamente per l'eventuale diversa combinazione di questo con l'attività priva di rischio. Anche in tal caso la combinazione ottima per ciascun investitore corrisponde ad un punto di tangenza, nello specifico tra la CML e le sue curve di indifferenza.

### 1.3.2 La Security Market Line

La relazione tra rischio e rendimento individuata dalla CML riguarda esclusivamente i portafogli efficienti che, risultando perfettamente diversificati, presentano solo la componente di rischio sistematico. Al contrario non vale per i singoli titoli o per i portafogli non perfettamente diversificati, rispetto ai quali la deviazione standard dei rendimenti rappresenta, oltre al rischio sistematico, anche il rischio specifico. poiché il rischio specifico non viene remunerato dal mercato in quanto eliminabile, la relazione espressa dall'equazione (1.11) sussiste, in riferimento al singolo titolo, solo tra rendimento atteso e componente di rischio sistematico, quest'ultima calcolata come segue:

$$\sigma_{i.sist} = \rho_{mi} \sigma_i \quad (1.12)$$

dove  $\rho_{mi}$  rappresenta il coefficiente di correlazione tra i rendimenti del titolo  $i$  e i rendimenti del portafoglio di mercato.

Tenendo conto di queste considerazioni, il rendimento atteso del titolo  $i$  sarà

determinato dall'equazione seguente:

$$E(r_i) = r_f + [E(r_m) - r_f] \rho_{mi} \frac{\sigma_i}{\sigma_m} \quad (1.13)$$

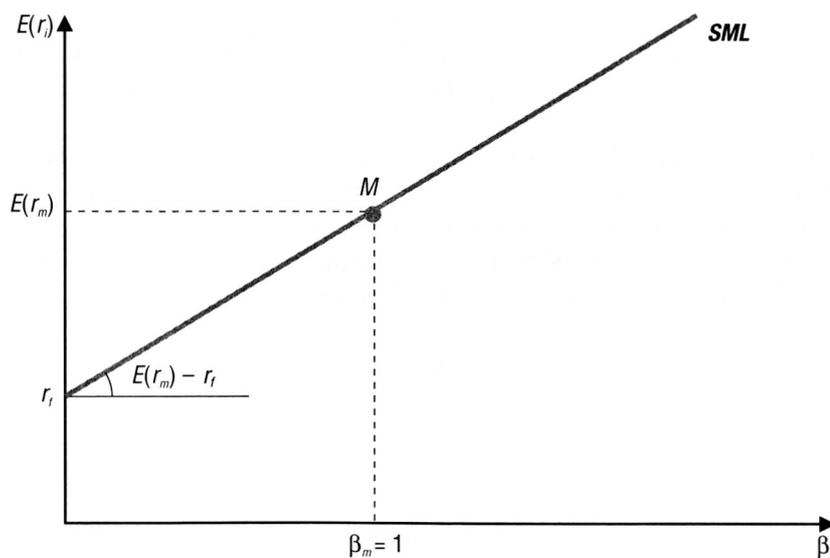
Dato che il termine  $\rho_{mi} \frac{\sigma_i}{\sigma_m}$  rappresenta il coefficiente  $\beta$  del titolo l'equazione (1.13) può essere più sinteticamente espressa come:

$$E(r_i) = r_f + [E(r_m) - r_f] \beta_i \quad (1.14)$$

Il  $\beta$  è una misura di rischio sistematico e indica la variazione del rendimento del titolo  $i$  in relazione alla variazione del rendimento del portafoglio di mercato. Di conseguenza si distinguono tre casi:

- $\beta = 1$ : in tal caso il titolo viene definito **neutrale** in quanto riflette le variazioni del mercato.
- $0 < \beta < 1$ : il titolo viene definito **difensivo** in quanto smorza le variazioni del mercato. Ciò vale a dire che nel caso in cui i rendimenti del portafoglio di mercato subiscano un ribasso o un rialzo, il rendimento del titolo sarà soggetto ad una variazione dello stesso segno, ma di minore entità.
- $\beta > 1$ : il titolo è considerato **aggressivo**. Nel caso di rialzi o ribassi del rendimento di mercato, il suo rendimento subirà variazioni dello stesso segno, ma di maggiore entità.

Rappresentando la relazione espressa dall'equazione (1.13) in un piano cartesiano che misura sull'asse delle ordinate i rendimenti attesi e sull'asse delle ascisse i coefficienti  $\beta$ , si ottiene la cosiddetta *Security Market Line* (figura 1.5). Tale retta avente come intercetta verticale il tasso di rendimento privo di rischio e come coefficiente angolare il premio al rischio di mercato, mostra che il premio atteso per il rischio varia in modo direttamente proporzionale al beta. Tale relazione vale per ciascun titolo, ma soprattutto per ciascun portafoglio anche se non efficiente, nel qual caso il beta sarà uguale alla media ponderata dei beta dei titoli da cui è composto.



**Figura 1.5:** La Security Market Line

Come già accennato il CAPM presenta limiti insormontabili in ambito applicativo, che di certo non sminuiscono l'importanza dei concetti teorici introdotti. Aldilà delle ipotesi irrealistiche alla base, il problema maggiore risiede nell'impossibilità di misurare le variabili cui si fa riferimento.

In primo luogo, il CAPM teorizza le modalità di determinazione del rendimento **atteso**, che è ovviamente una misura *ex ante* non osservabile e quantificabile con certezza. Dall'altro lato, invece, i test empirici non possono far altro che prendere come riferimento i rendimenti storici che, oltre a riflettere le aspettative, inglobano diversi elementi di disturbo. In secondo luogo, un ruolo predominante nel modello è giocato dal portafoglio di mercato, che risulta un costrutto puramente teorico dal momento che risulta pressoché impossibile considerare tutte le combinazioni di tutti i titoli esistenti in un mercato e scegliere quale sia la più efficiente secondo i criteri identificati dal modello di Markowitz. Paradossalmente però, come sottolineato da B. Rosemberg (1981), se tale portafoglio di mercato esistesse il modello non avrebbe senso in ambito applicativo. Difatti, il CAPM tenta di spiegare come si determina il rendimento, e di conseguenza, il prezzo delle attività rischiose; ma se per assurdo ipotizzassimo l'esistenza di un portafoglio efficiente tutti gli investitori investirebbero in tale

portafoglio, eliminando l'esigenza di definire il prezzo dei singoli titoli. In virtù di tali considerazioni, il Capital Asset Pricing Model è da considerare semplicemente come un modello teorico, il cui merito principale è quello di avere introdotto lo stretto legame esistente tra il rendimento dei titoli e il fattore di mercato. Nonostante la forte interconnessione tra queste due variabili è considerata pressoché una costante nella letteratura, Chen, Roll e Ross la metteranno in discussione. A tal proposito si rimanda al paragrafo 1.6.

#### 1.4 Il *market model* e la stima del beta

Nel 1963 con la pubblicazione dell'articolo "A Simplified Model for Portfolio Analysis" William Sharpe introduce il *diagonal model*, secondo il quale il rendimento dei titoli è spiegato dalla seguente equazione:

$$r_i = a_i + \beta_i I + \varepsilon_i \quad (1.15)$$

dove  $a_i$  e  $\beta_i$  sono dei coefficienti da stimare,  $\varepsilon_i$  una variabile casuale con media pari a zero e  $I$  il livello di un determinato indice.

Se come unico fattore viene utilizzato il rendimento dell'indice di mercato (e.g. Il FTSE MIB per il mercato azionario italiano oppure il FTSE 100 per il mercato azionario inglese) otteniamo l'equazione del *market model*.

$$r_i = a_i + \beta_i r_{mkt} + \varepsilon_i \quad (1.16)$$

In questo caso il beta, che rappresenta l'inclinazione della retta di regressione, ha lo stesso significato del beta del CAPM e misura quindi la sensibilità del titolo a variazioni dell'indice di mercato considerato.

Il *market model* ha riscosso un discreto successo in quanto, oltre ad essere facilmente testabile, espone in termini analitici i concetti di rischio sistematico e rischio specifico esposti all'inizio del presente capitolo. Infatti, considerando che il termine  $a_i$  è una costante e ricordando le proprietà del calcolo della varianza, la varianza del rendimento del titolo  $i$ , calcolato come mostrato nell'equazione (1.16), sarà uguale a:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_{mkt}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (1.17)$$

dove il termine  $\beta_i^2 \sigma_{mkt}^2$  rappresenta la varianza causata dal rischio sistematico e il termine  $\sigma_{\varepsilon}^2$  la varianza dovuta al rischio specifico eliminabile attraverso un'opportuna diversificazione di portafoglio. In effetti  $\varepsilon_i$  è l'errore stocastico del modello di regressione e, in quanto tale, è una variabile casuale indipendente, incorrelata con la variabile  $r_{mkt}$  e con media uguale a zero. Nel caso di un investimento di un capitale unitario in un portafoglio composto da n titoli tali per cui la somma investita in ciascun titolo risulti  $1/n$ , la varianza totale del rendimento del portafoglio sarà:

$$\sigma_p^2 = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \beta_i^2 \sigma_{mkt}^2 + \frac{2}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1(j \neq i)}^n \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j + \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sigma_{\varepsilon,i}^2 \quad (1.18)$$

dove i primi due addendi rappresentano la componente di rischio sistematico e l'ultimo la componente di rischio specifico. E' facile notare che la componente di rischio specifico non è altro che il rapporto tra la media delle varianze e il numero dei titoli detenuti in portafoglio e tende a zero al crescere di n, ossia al crescere del grado di diversificazione.

Per quanto riguarda la costante  $a_i$ , essa può essere interpretata come la celebre *alpha di Jensen* (altrimenti chiamata *ex post alpha*). L'alpha di Jensen indica il rendimento addizionale di un titolo o un portafoglio rispetto al rendimento atteso predetto da un modello teorico. Dunque, in questo caso, un valore della costante del modello di regressione maggiore di zero indicherebbe che il titolo (o portafoglio) in questione ha registrato un extra-rendimento, ovvero un rendimento non spiegato dal rischio complessivo sostenuto.

In definitiva il *market model* presenta diverse somiglianze con il CAPM e, in effetti, i beta da esso stimati vengono spesso considerati stime attendibili dei beta del CAPM. In realtà diverse sono le differenze che sussistono tra i due modelli.

- In primo luogo, mentre il fine principale del CAPM è spiegare come si formano i prezzi dei titoli, il *market model* è semplicemente un modello unifattoriale che mira, sulla base di dati storici, a stimare la sensibilità dei titoli alle variazioni di una fattore di mercato. Inoltre esso si presta anche ad estensioni attraverso

l'aggiunta di ulteriori fattori, come mostrato nel prossimo paragrafo;

- in secondo luogo, il CAPM prende come termine di riferimento il portafoglio di mercato il quale, come già detto, è un concetto puramente teorico a differenza dell'indice di mercato preso in considerazione dal *market model*;
- *last but not least*, il *market model* ammette che il mercato possa remunerare, oltre al rischio sistematico, anche il rischio specifico, ipotesi categoricamente rifiutata dal Capital Asset Pricing Model.

## 1.5 L'Arbitrage Pricing Theory

L'Arbitrage Pricing Theory (APT) rappresenta un approccio alternativo al CAPM che si propone di determinare il rendimento atteso dei titoli in una situazione di equilibrio sulla base della loro sensibilità a diversi fattori. Tali fattori possono essere di carattere economico, come ad esempio il tasso di inflazione o la crescita del PIL, oppure possono riguardare più specificamente il titolo considerato o il mercato, come ad esempio l'indice FTSE 100 del London Stock Exchange.

Il primo grande vantaggio di questo modello consiste nella previsione di sole due semplici ipotesi, tra l'altro assolutamente plausibili:

- gli investitori possono vendere titoli allo scoperto così da poter sfruttare le opportunità di arbitraggio che vi si presentano;
- i rendimenti storici dei titoli azionari sono spiegati da un modello fattoriale.

Con riferimento alla seconda ipotesi, secondo l'APT il rendimento storico di un titolo azionario viene spiegato dalla seguente relazione:

$$r_i = E(r_i) + \beta_{i1} F_1 + \beta_{i2} F_2 + \beta_{i3} F_3 + \dots + \beta_{in} F_n + \varepsilon_i \quad (1.19)$$

dove  $E(r_i)$  è il rendimento atteso del titolo e i beta le sensibilità del rendimento rispetto alle variabili  $F_1, F_2, \dots, F_n$  incluse nel modello. Riguardo queste ultime, è da fare una precisazione: esse non si riferiscono al valore dei fattori presi in considerazione bensì alle loro variazioni inattese. Per cui il rendimento di un titolo registrato al periodo  $t$  sarà uguale alla somma tra il rendimento che ci si attendeva nel periodo  $t-1$ , delle componenti aggiuntive pari alle variazioni inattese delle variabili del modello, ognuna

moltiplicata per il corrispondente coefficiente di sensibilità beta e un termine casuale  $\varepsilon_i$  che rappresenta la componente specifica del rendimento del titolo.

Definite le ipotesi del modello, il fulcro dell'Arbitrage Pricing Theory risiede nella determinazione del rendimento atteso di un'attività rischiosa calcolato come segue:

$$E(r_i) = \lambda_0 + \beta_{i1}\lambda_1 + \beta_{i2}\lambda_2 + \beta_{i3}\lambda_3 + \dots + \beta_{in}\lambda_n \quad (1.20)$$

I beta espressi nella precedente relazione sono gli stessi presenti nell'equazione (1.19), con l'unica differenza che sono moltiplicati per i coefficienti  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots, \lambda_n$  i quali rappresentano i premi per il rischio associati a ciascun fattore. In particolare la costante  $\lambda_0$  indica il rendimento nel caso in cui tutti i beta siano uguali a zero, ipotesi plausibile per le attività prive di rischio. Un'ultima precisazione riguarda la mancanza dell'errore stocastico nell'equazione (1.20), che indica l'applicabilità dell'APT ai soli portafogli perfettamente diversificati.

Nel seguente paragrafo la relazione esposta dall'equazione (1.20) viene dimostrata in riferimento alla versione ad un fattore dell'APT. Nel paragrafo 1.5.2 viene estesa anche alla versione a più fattori.

### **1.5.1 L'APT a un fattore**

Considerando i rendimenti dei titoli sensibili ad un unico fattore, l'equazione (1.19), equivalente alla seconda ipotesi del modello, diventerebbe:

$$r_i = E(r_i) + \beta_i F + \varepsilon_i \quad (1.21)$$

Se, in aggiunta, non considerassimo un singolo titolo, ma un portafoglio composto da più titoli, avremo:

$$r_p = E(r_p) + \beta_p F \quad (1.22)$$

dove  $E(r_p)$  e  $\beta_p$  sono la media ponderata dei rendimenti e dei beta dei titoli che compongono il portafoglio. Si può notare che il termine  $\varepsilon_i$  non è stato incluso in quanto il rischio specifico di un portafoglio ben diversificato tende ad essere pari a zero.

A tal punto, la relazione da dimostrare è la seguente:

$$E(r_p) = \lambda_0 + \beta_p \lambda_1 \quad (1.23)$$

dove  $\lambda_1$  rappresenta il premio per il rischio connesso all'unico fattore F.

Innanzitutto è possibile dimostrare che due portafogli aventi lo stesso beta avranno lo stesso rendimento atteso. Ipotizziamo per assurdo che due portafogli, A e B, abbiano lo stesso beta ma rendimento atteso diverso tale per cui il rendimento atteso del portafoglio A risulti minore del rendimento atteso del portafoglio B. In una situazione del genere, un attento investitore potrebbe sfruttare tali circostanze per implementare una strategia di arbitraggio e ottenere dunque un profitto certo a fronte di un esborso nullo, vendendo allo scoperto il portafoglio A e investendo il ricavato nel portafoglio B. Infatti, tale operazione equivale ad un finanziamento al tasso  $E(r_{p,A}) + \beta_p F$  e un investimento ad un tasso pari a  $E(r_{p,B}) + \beta_p F$ . Poiché i beta dei due portafogli sono uguali e  $E(r_{p,B}) > E(r_{p,A})$ , l'investitore otterrà un rendimento certo pari alla differenza dei due rendimenti attesi. Di conseguenza, l'aumento della domanda del portafoglio B e l'aumento dell'offerta del portafoglio A creeranno pressioni al rialzo sul prezzo del primo e pressioni al ribasso sul prezzo del secondo fin quando le opportunità di arbitraggio non saranno eliminate.

Dopo aver dimostrato che portafogli aventi lo stesso beta presenteranno, in equilibrio, lo stesso rendimento atteso, rimane da dimostrare che il rendimento atteso di un portafoglio sarà proporzionale al suo beta. A tal proposito prendiamo in considerazione due portafogli ben diversificati, A e B, con rendimenti attesi pari a  $E(r_A)$  e  $E(r_B)$  e beta pari a  $\beta_A$  e  $\beta_B$ . Ipotizziamo inoltre di investire una quota del capitale a disposizione  $w_A$  nel primo e la quota complementare  $w_B$  nel secondo in modo tale da ottenere un portafoglio zero beta, ossia con beta pari a zero. Con dei semplici calcoli è possibile dimostrare che le quote da investire in ciascun portafoglio saranno:

$$w_A = \frac{-\beta_B}{\beta_A - \beta_B} \quad \text{e} \quad w_B = \frac{\beta_A}{\beta_A - \beta_B}$$

Poiché il beta del portafoglio così formato è uguale a zero, la media ponderata dei

rendimenti dei due portafoglio sarà uguale al tasso privo di rischio, ovvero:

$$w_A E(r_A) + w_B E(r_B) = \lambda_0 \quad (1.24)$$

Sostituendo i valori di  $w_A$  e  $w_B$  calcolati in precedenza nell'equazione (1.24) otteniamo la seguente uguaglianza:

$$\frac{E(r_A) - \lambda_0}{\beta_A} = \frac{E(r_B) - \lambda_0}{\beta_B} \quad (1.25)$$

Questa condizione, ottenibile per qualunque coppia di portafogli, ci indica che il rapporto tra il premio per il rischio di un portafoglio e il suo beta è pari ad una costante comune, nel nostro caso chiamata  $\lambda_1$ . Per qualsiasi portafoglio generico P varrà la seguente relazione:

$$\frac{E(r_P) - \lambda_0}{\beta_P} = \lambda_1 \quad (1.26)$$

E' facile notare come le equazioni (1.26) e (1.23) siano equivalenti.

### **1.5.2 L'APT a più fattori**

Passando alla versione dell'APT più complessa, di seguito viene riportata la relazione fondamentale del modello a più fattori espressa precedentemente dall'equazione (1.20).

$$E(r_i) = \lambda_0 + \beta_{i1} \lambda_1 + \beta_{i2} \lambda_2 + \beta_{i3} \lambda_3 + \dots + \beta_{in} \lambda_n \quad (1.27)$$

Come già detto  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots, \lambda_n$  sono i premi per il rischio per ogni fattore. Per comprendere il motivo per cui è possibile estendere l'equazione (1.23) all'equazione (1.20) procediamo a sostituirli come segue:

$$E(r_i) = \lambda_0 + \beta_{i1} [E(r_1) - \lambda_0] + \beta_{i2} [E(r_2) - \lambda_0] + \dots + \beta_{in} [E(r_n) - \lambda_0] \quad (1.28)$$

In questo caso  $E(r_i)$ , ad esempio, rappresenta il rendimento atteso di un portafoglio avente un beta uguale ad 1 relativamente al fattore  $F_1$  e beta uguale a zero per tutti gli altri fattori.

In definitiva l'Arbitrage Pricing Theory presenta dei vantaggi, ma anche altrettanti svantaggi rispetto al Capital Asset Pricing Model con il quale viene spesso messa a confronto. Partendo dai vantaggi:

- le ipotesi necessarie allo sviluppo del modello sono soltanto due e facilmente accettabili in quanto riscontrabili nella realtà;
- la possibilità di partire da un modello unifattoriale e successivamente estenderlo includendo nuovi fattori fa dell'APT un modello flessibile che si presta a diverse applicazioni. Al contrario il CAPM risulta un modello unifattoriale rigido che permette di spiegare i rendimenti attesi dei titoli solo attraverso il rendimento atteso del portafoglio di mercato.

D'altro canto bisogna però sottolineare che:

- a differenza della condizione di equilibrio espressa dal CAPM, valida per qualsiasi titolo o portafoglio, la relazione esposta dall'APT sussiste esclusivamente in riferimento a portafogli ben diversificati;
- guardando le cose dalla prospettiva opposta, la flessibilità dell'APT può apparire anche come un lato negativo derivante dalla mancanza di una specificazione dei fattori da includere nel modello. L'incertezza relativa alle variabili da considerare quindi rappresenta sicuramente uno svantaggio.

## 1.6 I modelli multifattoriali

Come accennato in relazione alla seconda ipotesi dell'Arbitrage Pricing Theory un modello fattoriale è un modello che spiega i rendimenti storici dei titoli attraverso le variazioni di determinati fattori e la loro sensibilità a tali variazioni. In sintesi, il rendimento di ciascun titolo azionario sarà calcolato come segue:

$$r_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{in}F_n + \varepsilon_i \quad (1.29)$$

dove i fattori  $F_1, F_2, \dots, F_n$  sono considerati la fonte del rischio sistematico del titolo e  $\varepsilon_i$  rappresenta la componente del rendimento riconosciuta a fronte del rischio specifico. I coefficienti  $b_1, b_2, \dots, b_n$  indicano invece quanto è sensibile il titolo a variazioni dei fattori; e.g.  $b_{i1}$  indica di quanto varia il rendimento del titolo  $i$  conseguentemente ad una variazione unitaria del fattore  $F_1$  nell'ipotesi in cui gli altri fattori si mantengano costanti. Infine, come è facile immaginare,  $a_i$  rappresenta il rendimento di un titolo che non è soggetto né a rischio specifico né a rischio sistematico, ossia il tasso privo di rischio.

Tralasciando la scelta dei fattori e soffermandosi sulla loro struttura, i modelli multifattoriali non sono altro che delle estensioni del market model esposto nel paragrafo 1.4. Difatti, alla stregua di quest'ultimo, sono facilmente testabili attraverso la stima di un modello di regressione lineare multifattoriale.

In letteratura sono presenti diversi studi volti a testare la validità di tale modello, essenzialmente simili nella metodologia ma differenti dal punto di vista della scelta dei fattori da considerare. A tal proposito si ricorda il *three-factor model* esposto da Eugene F. Fama e Kenneth R. French nel 1996 nell'articolo "Multifactor Explanation of Asset Prices Anomalies". Questo modello si caratterizza per la particolare scelta dei fattori. Infatti, oltre all'indice del mercato azionario, vengono incluse altre due variabili: la prima è la differenza del rendimento delle azioni a bassa capitalizzazione e il rendimento delle azioni ad alta capitalizzazione, mentre la seconda la differenza tra il rendimento delle azioni con alto *book-to-market ratio* e il rendimento delle azioni con basso *book-to-market ratio*. Anche se da un punto di vista più teorico il legame tra i rendimenti storici e due dei tre fattori considerati risulta tutt'altro che intuitivo, nella pratica i test empirici del *three-factor model* mostrano risultati molto confortanti. Infatti, i modelli di regressione illustrati da Fama e French nel sopra citato articolo presentano dei coefficienti di determinazione spesso superiori a 0.9, indicando che, relativamente al campione analizzato, più del 90% della varianza dei rendimenti storici è spiegata dai fattori inclusi nel modello.

Altri studi invece hanno privilegiato, piuttosto che variabili del mercato azionario o specifiche degli emittenti dei titoli azionari, variabile di carattere macroeconomico. Uno dei più celebri è quello pubblicato nel 1986 da Nai-Fu Chen, Richard Roll e Stephen A. Ross nell'articolo "Economic Forces and the Stock Market". Il modello stimato prevede

L'utilizzo dei seguenti cinque fattori:

- la variazione percentuale della produzione industriale misurata su base mensile;
- il tasso di inflazione inattesa mensile;
- la variazione del tasso di inflazione attesa;
- il premio per il rischio misurato dalla differenza di rendimento tra i titoli di grado pari e inferiori a Baa e i titoli di stato a lungo termine;
- la struttura a termine misurata come differenza tra il rendimento dei titoli di stato a lungo termine e il rendimento dei titoli di stato a breve termine del periodo precedente.

L'analisi di Chen et al. si sviluppa in tre fasi, seguendo la procedura Fama-MacBeth: nella prima fase i titoli considerati vengono raggruppati in portafogli tenendo conto delle dimensioni dei loro emittenti; successivamente, in riferimento ad un periodo di cinque anni, per ogni portafoglio così composto vengono stimati i beta relativi a ciascuno dei fattori elencati in precedenza; infine, per ognuno dei dodici mesi dell'anno successivo, viene stimato un modello di regressione *cross section* con variabile dipendente i rendimenti medi dei portafogli e variabili indipendenti le stime dei beta dei portafogli trovate in precedenza.

In un secondo momento viene incluso nel modello l'indice del mercato azionario, mostrando che, mentre nell'analisi delle time series relativa alla seconda fase è statisticamente significativo, nell'analisi cross section della terza fase i beta ad esso riferiti non presentano alcuna valenza dal punto di vista statistico.

L'analisi statistica oggetto del Capitolo 3 essenzialmente replica il modello proposto da Chen, Roll e Ross, utilizzando variabili leggermente differenti, confrontando i risultati con quelli di un modello di regressione con dati panel.

## **CAPITOLO 2**

### **METODOLOGIA**

Prima di procedere all'individuazione dei fattori macroeconomici presi in considerazione e successivamente all'analisi statistica del loro impatto sul rendimento dei titoli azionari attraverso dei campioni di dati storici, è opportuno soffermarsi sulla metodologia utilizzata. A tal fine, il presente capitolo si propone di presentare i tratti fondamentali del modello di regressione lineare per poi illustrare in una seconda parte due modi diversi per ottenere delle stime su panel di dati: la classica regressione con dati panel (con la relativa stima di eventuali effetti fissi e/o temporali) e il modello di regressione Fama-MacBeth.

## 2.1 Il modello di regressione lineare multifattoriale

Attraverso un modello di regressione multifattoriale si spiegano i valori di una variabile dipendente, che per semplicità chiameremo  $Y$ , in funzione dei valori assunti da  $n$  variabili esplicative (con  $n > 1$ ), che per semplicità chiameremo  $X_1, X_2, \dots, X_n$ . In particolare, la relazione ipotizzata tra la variabile dipendente e le variabili indipendenti è di tipo lineare, cosicché il modello si configura con la seguente equazione:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon \quad (2.1)$$

dove  $\varepsilon$  è una variabile casuale con media pari a zero. Più nello specifico,  $\varepsilon$  rappresenta l'errore stocastico del modello e i suoi valori rappresentano le variazioni della variabile dipendente non spiegata dalle variabili esplicative, ma dovute al caso.

Per stimare i vari beta, detti coefficienti di regressione o regressori, viene solitamente utilizzato lo stimatore *OLS* (*Ordinary Least Squares*), altrimenti detto *metodo dei minimi quadrati*. Attraverso il metodo dei minimi quadrati i regressori vengono determinati in modo tale da minimizzare la somma dei quadrati degli scarti tra  $\hat{Y}$  e  $Y$ , dove  $\hat{Y}$  sono i valori della variabile dipendente stimati dal modello e  $Y$  i suoi valori reali. Il vantaggio principale nel servirsi dello stimatore OLS consiste nel fatto che, come affermato dal teorema di *Gauss-Markov*, soddisfatte determinate ipotesi risulta essere il più efficiente (vale a dire con varianza minima) tra tutti gli stimatori lineari non distorti. Tali ipotesi sono le seguenti:

- il modello è lineare nei parametri e l'errore stocastico è additivo;
- il valore atteso dell'errore è pari a zero;
- gli errori si distribuiscono lungo una normale;
- tutte le variabili indipendenti sono incorrelate con l'errore stocastico;
- non vi è perfetta multicollinearità tra le variabili;
- gli errori non sono serialmente correlati;
- gli errori sono omoschedastici.

Una volta stimati i coefficienti di regressione è possibile, per dati valori delle variabili esplicative, ottenere delle stime della variabile dipendente utilizzando la seguente equazione:

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \dots + \hat{\beta}_n X_{ni} \quad (2.2)$$

Ovviamente, trattandosi di stime, i valori così ottenuti presenteranno un margine di errore che deve essere aggiunto (o sottratto) per ottenere i corrispondenti valori reali. Questi ultimi saranno determinati come segue:

$$Y_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{1i} + \hat{\beta}_2 X_{2i} + \dots + \hat{\beta}_n X_{ni} + e_i \quad (2.3)$$

Gli errori di stima, indicati con  $e_i$ , vengono chiamati residui e lo stimatore OLS non fa altro che minimizzarne la somma dei quadrati. Prima di procedere è necessario fare una precisazione: l'equazione (2.3) altro non è che la controparte empirica dell'equazione (2.1) con la quale non va assolutamente confusa. In particolare è bene non confondere l'errore stocastico, che è una variabile non osservabile nella realtà, e i residui che, come già detto, sono gli scarti tra le stime del modello e i valori reali di  $Y$ .

Ottenute le stime dei regressori, è possibile farsi un'idea della capacità del modello di spiegare le variazioni della variabile dipendente attraverso il coefficiente di determinazione ( $R^2$ ). Tale coefficiente viene calcolato come segue:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (2.4)$$

dove  $\bar{Y}$  è la media dei valori osservati.

Come è facile notare, il numeratore rappresenta la devianza spiegata dal modello (anche chiamata ESS, *Explained Sum of Squares*) mentre il denominatore la devianza totale (anche chiamata TSS, *Total Sum of Squares*). Tale quoziente è sempre compreso tra zero e uno e tanto più si avvicina all'unità, tanto più il modello è in grado di spiegare le variazioni della variabile dipendente. Il coefficiente di determinazione presenta però un grande limite, ossia l'impossibilità di essere usato per confrontare modelli con un numero diverso di variabili indipendenti. Infatti, per come è strutturato, l'aggiunta di una nuova variabile esplicativa causa sempre un suo aumento, nonostante la diminuzione dei gradi di libertà vada ad inficiare la precisione delle stime. Per ovviare a tale problema, si è soliti utilizzare un coefficiente di determinazione corretto per i gradi di libertà del modello, chiamato  $R^2$ - *adjusted*.

Dopo aver analizzato la bontà di stima del modello nel suo insieme, è opportuno soffermarsi sul grado di significatività delle stime dei singoli regressori, ovvero stabilire se ognuno di essi risulta statisticamente diverso da zero. Considerato un generico regressore  $\beta_j$ , verrà eseguito un test di ipotesi con le seguenti ipotesi:

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_A: \beta_j \neq 0$$

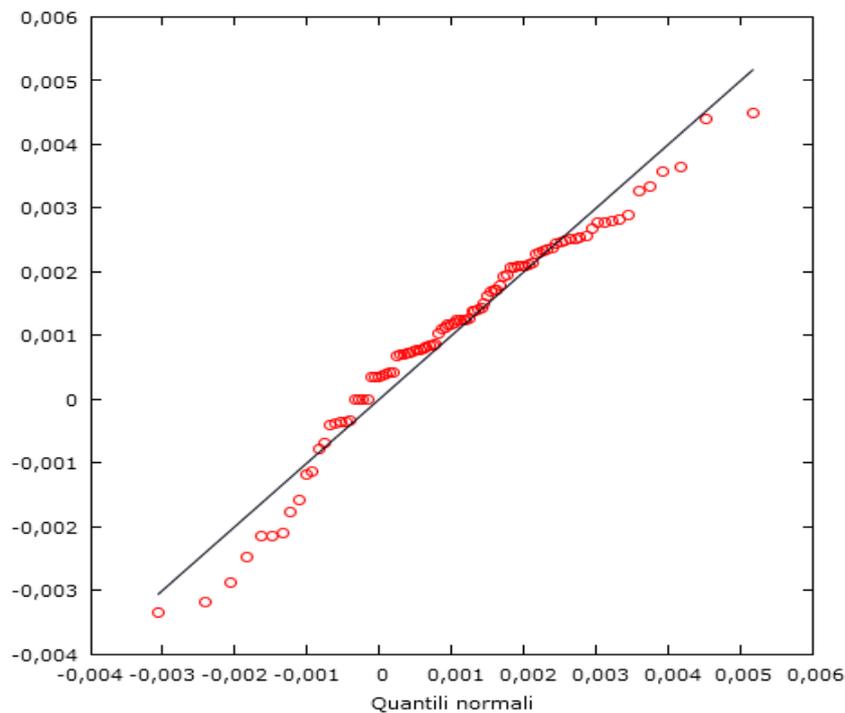
Per dare un giudizio finale su tale test viene presa in considerazione la distribuzione campionaria di  $\beta_j$  che, dopo essere standardizzata ipotizzando che l'ipotesi nulla risulti verificata (ipotizzando dunque che la media della distribuzione sia pari a zero), sarà distribuita secondo una t-student. In base ad un determinato livello di significatività (di solito pari al 5% o al 10%) si definisce una regione di accettazione e una regione di rifiuto. Per stabilire in quale delle due ricade la stima del regressore, ci serviremo della statistica t calcolata come segue:

$$t = \frac{\hat{\beta}_j - \beta_{H_0}}{\hat{\sigma}_{\beta_j}} \quad (2.5)$$

dove  $\hat{\sigma}_{\beta_j}$  è la stima della deviazione standard della distribuzione campionaria.

Un modo alternativo per decidere se rifiutare o meno l'ipotesi nulla è concentrarsi sul valore del p-value, che rappresenta il livello di significatività massimo per cui l'ipotesi nulla verrebbe rigettata. In questo caso l'ipotesi nulla viene rifiutata soltanto se il p-value risulta maggiore del livello di significatività scelto.

Anche se, come già detto in precedenza, è importante non confondere gli errori con i residui, è inevitabile considerare i secondi come delle stime dei primi. In virtù di ciò, per testare la terza ipotesi (ipotesi di normalità dell'errore stocastico) viene testata la distribuzione dei residui attraverso il Q-Q plot.



**Figura 1.1:** Esempio di Q-Q plot

La figura 2.1 riporta un esempio del grafico in questione. Sull'asse delle ascisse vengono

definiti i quantili della distribuzione normale e sull'asse delle ordinate i quantili della distribuzione dei residui; se i punti individuati si avvicinano alla retta con pendenza pari a  $45^\circ$  significa che i quantili della distribuzione dei residui tendono ad approssimare i quantili della distribuzione normale, ossia che i residui sono distribuiti approssimativamente secondo una normale.

## 2.2 Modello di regressione con dati panel

Il termine *dati panel* si riferisce a dati relativi a  $n$  entità osservate in  $T$  periodi temporali differenti. La presenza sia della dimensione temporale che della dimensione sezionale, crea la possibilità di stimare eventuali effetti fissi individuali e/o temporali. Con i primi si intendono delle variabili diverse tra le  $n$  entità, ma costanti nei  $T$  periodi; con i secondi, invece, ci si riferisce a variabili costanti tra le  $n$  entità, ma mutevoli nei  $T$  periodi.

### 2.2.1 Effetti fissi individuali

Si consideri un modello di regressione con variabile dipendente  $Y$  e con variabili indipendenti  $X_1, X_2, \dots, X_k$ . Prendendo in considerazione eventuali effetti fissi individuali, il modello si presenterà come segue:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + Z_i + u_{it} \quad (2.6)$$

dove  $Z_i$  rappresenta la somma di tutte le variabili omesse differenti per ogni unità, ma che non variano nel tempo. Poiché per ogni unità  $Z_i$  rappresenta una costante, il modello riconosce un'intercetta diversa per ogni unità pari alla somma tra l'intercetta complessiva del modello e il valore di tale costante. Per questo motivo l'equazione del modello può essere alternativamente espressa come:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + u_{it} \quad (2.7)$$

dove  $\alpha_i$  è pari a  $\beta_0 + Z_i$ . Nonostante venga in questo modo definita un'intercetta diversa

per ogni unità, le pendenze delle rette di regressione rispetto alle variabili indipendenti (ovvero i coefficienti stimati  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ ) sono le medesime.

Il modello espresso dalle equazioni (2.6 e 2.7) può anche essere specificato in un secondo modo, ossia attraverso variabili binarie che indicano i singoli stati. In questo caso vengono definite le variabili  $DI_i$  uguale ad 1 quando  $i$  è uguale ad 1 e zero altrimenti,  $D2_i$  uguale ad 1 quando  $i$  è uguale a 2 e zero altrimenti, e così via. Il modello sarà dunque specificato dalla seguente equazione:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \gamma_2 D2_i + \gamma_3 D3_i + \dots + \gamma_n Dn_i + u_{it} \quad (2.8)$$

Come si può ben notare, la variabile binaria  $DI_i$  è stata esclusa per evitare la trappola delle variabili binarie, ossia per evitare di generare perfetta multicollinearità.

### 2.2.2 Effetti fissi temporali

Si consideri un modello di regressione con variabile dipendente  $Y$  e con variabili indipendenti  $X_1, X_2, \dots, X_k$ . Prendendo in considerazione l'eventuale presenza di effetti fissi temporali, il modello da stimare sarà il seguente:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + S_t + u_{it} \quad (2.9)$$

dove  $S_t$  equivale alla somma delle variabili omesse che cambiano nel tempo, ma che si mantengono costanti tra le unità. Poiché  $S_t$  rappresenta una costante per ogni periodo, il modello così specificato definisce un'intercetta diversa per ogni periodo pari alla somma tra l'intercetta complessiva del modello e il valore della costante temporale. In virtù di ciò gli effetti fissi temporali possono essere considerati anche tramite la seguente equazione:

$$Y_{it} = \alpha_t + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + u_{it} \quad (2.10)$$

dove  $\alpha_t$  è dato da  $\beta_0 + S_t$ . Come per gli effetti fissi individuali, anche in questo caso il

modello espresso dall'equazione (2.9) o alternativamente dall'equazione (2.10) può essere specificato attraverso variabili binarie riferite ad ogni periodo. In questo modo verranno definite le variabili  $B1$  uguale ad 1 se  $t$  è pari ad 1,  $B2$  uguale ad 1 se  $t$  è pari a 2, e così via. L'equazione del modello sarà quindi la seguente:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,it} + \beta_2 X_{2,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \delta_2 B2_t + \delta_3 B3_t + \dots + \delta_n BT_t + u_{it} \quad (2.11)$$

Per gli stessi motivi precedentemente espressi, la variabile binaria riferita al primo periodo viene omessa.

Si precisa che gli effetti fissi individuali e gli effetti fissi temporali sono stati trattati singolarmente per chiarezza di esposizione. La considerazione contemporanea di entrambi gli effetti è possibile e non richiede particolari complicazioni, se non la stima di maggiori coefficienti.

### **2.2.3 Gli errori standard per dati raggruppati**

La presenza di eteroschedasticità e/o di correlazione seriale degli errori (violazioni delle ultime due assunzioni elencate nel paragrafo 2.1) causano l'inconsistenza degli usuali errori standard e, di conseguenza, distorsione nelle statistiche  $t$  utilizzate nei test di ipotesi. Nel caso gli errori siano soltanto eteroschedastici è sufficiente calcolare gli errori standard robusti; altrimenti, se gli errori risultano potenzialmente sia eteroschedastici che autocorrelati, è necessario calcolare gli errori standard HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent). Nel contesto dei dati panel, vengono calcolati dei particolari errori standard HAC, detti *per dati raggruppati*. Tali errori standard permettono agli errori di regressione di essere correlati in modo arbitrario all'interno di ciascuna unità, ma assumono che essi siano incorrelati per unità diverse.

## **2.3 Modello di regressione Fama-MacBeth**

Il metodo di Fama-MacBeth è un metodo di stima di modelli di regressione su dati panel utilizzato per la prima volta da E. Fama e J. MacBeth nel lavoro pubblicato nel

1973 con l'articolo “*Risk, Return, Equilibrium: Empirical Tests*”. Noto anche come *two-step procedure*, prevede una procedura che si svolge essenzialmente in due fasi.

Si consideri un panel di dati su T periodi temporali, N attività finanziarie e K fattori di rischio come variabili esplicative. La prima fase prevede di stimare un modello di regressione per ogni attività su un arco temporale  $T_m$  prefissato (con  $T_m < T$ ). In questo modo si ottengono le stime dei beta di ogni attività rispetto ad ognuno dei fattori di rischio considerato secondo il seguente schema:

$$\begin{aligned} Y_{1t} &= \hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_{1,1} F_{1t} + \hat{\beta}_{1,2} F_{2t} + \hat{\beta}_{1,3} F_{3t} + \dots + \hat{\beta}_{1,k} F_{kt} + e_t \\ Y_{2t} &= \hat{\alpha}_2 + \hat{\beta}_{2,1} F_{1t} + \hat{\beta}_{2,2} F_{2t} + \hat{\beta}_{2,3} F_{3t} + \dots + \hat{\beta}_{2,k} F_{kt} + e_t \\ Y_{3t} &= \hat{\alpha}_3 + \hat{\beta}_{3,1} F_{1t} + \hat{\beta}_{3,2} F_{2t} + \hat{\beta}_{3,3} F_{3t} + \dots + \hat{\beta}_{3,k} F_{kt} + e_t \\ &\vdots \\ Y_{nt} &= \hat{\alpha}_n + \hat{\beta}_{n,1} F_{1t} + \hat{\beta}_{n,2} F_{2t} + \hat{\beta}_{n,3} F_{3t} + \dots + \hat{\beta}_{n,k} F_{kt} + e_t \end{aligned}$$

Dopo aver ottenuto queste stime, è prevista una seconda fase in cui per il periodo esattamente successivo a  $T_m$  viene stimato un modello di regressione cross-section utilizzando come variabili esplicative i beta stimati nella prima fase. Dunque il modello da stimare sarà il seguente:

$$Y_i = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{\beta}_{i1} + \lambda_2 \hat{\beta}_{i2} + \lambda_3 \hat{\beta}_{i3} + \dots + \lambda_k \hat{\beta}_{ik} + \varepsilon_i \quad (2.12)$$

dove  $\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \dots, \lambda_k$  sono i premi per il rischio associati ad ogni fattore da stimare.

Chen et al., nell'articolo a cui maggiormente si ispira il seguente lavoro, hanno preso in considerazione il rendimento mensile di venti portafogli su un periodo temporale abbastanza ampio (dal 1958 al 1984) scomposto in 3 sottoperiodi. La stima dei beta relativa alla prima fase è stata effettuata su un periodo di 5 anni. Per quanto riguarda la seconda fase, invece, nel sesto anno è stato stimato un modello di regressione di tipo cross-section per ogni mese utilizzando in ognuno dei dodici modelli gli stessi beta stimati nella prima fase. Replicando la stessa procedura per gli anni successivi, sono state stimate e calcolate le medie dei premi. Infine per testare la significatività di ogni premio per il rischio è stato condotto un t-test per la corrispondente serie storica.

## **CAPITOLO 3**

### **ANALISI EMPIRICA**

L'analisi statistica di quest'ultimo capitolo è strutturata in cinque sezioni principali:

- il primo paragrafo si concentra sull'analisi descrittiva delle variabili impiegate nel modello;
- il secondo paragrafo riporta e commenta i risultati ottenuti implementando il modello Fama-MacBeth;
- il terzo paragrafo riporta e commenta i risultati ottenuti utilizzando un modello di regressione con dati panel;
- il quarto paragrafo confronta i risultati dei due modelli;
- il quinto paragrafo conclude confrontando i risultati complessivi con quelli scaturiti da una medesima analisi effettuata sul mercato italiano.

In merito all'ultimo paragrafo si ricorda che il presente lavoro è complementare al lavoro svolto dal candidato Andrea Cantisani (matr. 169121) relativo al mercato azionario italiano, i cui risultati saranno adoperati per un'analisi comparativa al termine del capitolo.

### **3.1 Variabili utilizzate**

Lo scopo del presente paragrafo è quello di illustrare le variabili utilizzate nell'analisi, con particolare riferimento alla loro costruzione e al loro significato economico. Il periodo di osservazione di ognuna delle variabili di seguito presentate va da gennaio 2006 a dicembre 2013.

#### ***3.1.1 La variabile dipendente***

La variabile dipendente del modello è il rendimento mensile di venti portafogli, ognuno composto da dieci titoli quotati presso il London Stock Exchange. Dei duecento titoli complessivi, novanta fanno parte dell'indice di mercato FTSE 100 e centodieci dell'indice FTSE 250. Per costruire i venti portafogli, i titoli sono stati ordinati per capitalizzazione, seguendo l'ipotesi generalmente riconosciuta secondo cui la dimensione della società è strettamente correlata al rendimento medio (Banz 1981). In appendice è stato riportato l'elenco di tutti i titoli azionari considerati raggruppati per portafoglio indicandone la capitalizzazione rilevata in gennaio 2010 (l'inizio del 2010 rappresenta difatto il periodo centrale dell'analisi sviluppata).

Il rendimento di ogni titolo riferito al mese  $t$  è stato calcolato come differenza logaritmica tra il prezzo al tempo  $t$  e il prezzo al tempo  $t-1$ , mentre il rendimento di ogni portafoglio come media semplice dei rendimenti, attribuendo dunque lo stesso peso ad ogni titolo. In teoria, il rendimento prodotto da un'azione equivale alla somma della variazione percentuale del prezzo e il rapporto tra i dividendi incassati e il prezzo all'inizio del periodo considerato. Da un punto di vista pratico, però, la sola variazione percentuale di prezzo costituisce una buona approssimazione del rendimento, tenuto conto del fatto che i prezzi dei titoli azionari tendono a lievitare nel periodo precedente alla distribuzione dei dividendi.

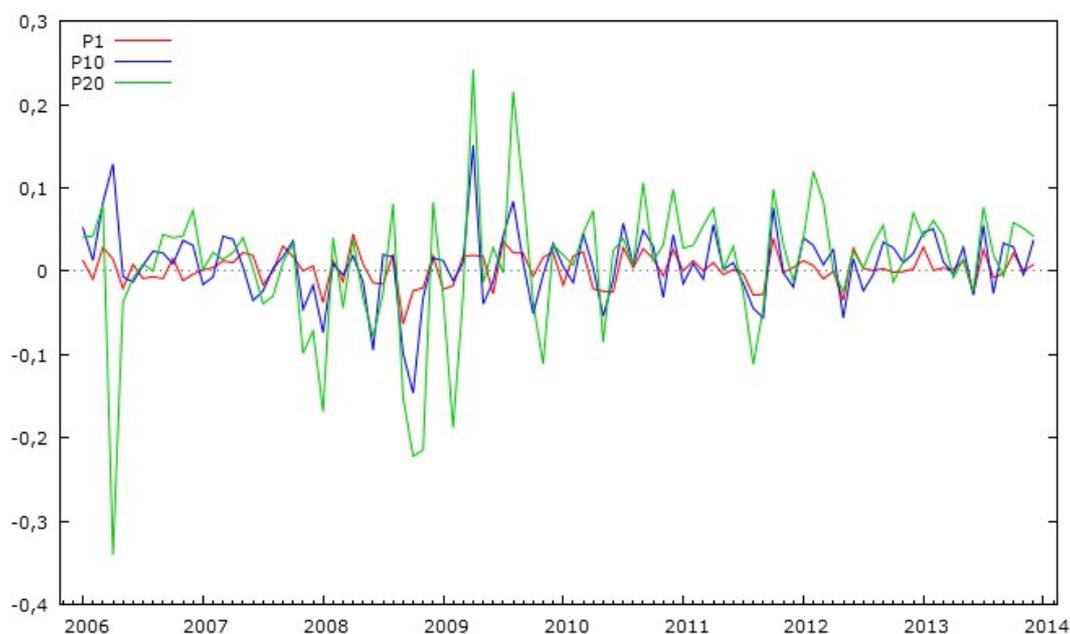
La tabella 3.1 riporta le principali statistiche descrittive di ciascuno dei portafogli.

Poiché i portafogli sono stati costruiti in ordine decrescente di capitalizzazione (indicando con P1 il portafoglio maggiormente capitalizzato e con P20 quello con capitalizzazione più bassa), osservando il massimo, il minimo, la media e la deviazione standard di ciascuno di essi, si può notare come i rendimenti dei titoli delle società a più bassa capitalizzazione siano decisamente più volatili, ma siano in media più alti. Infatti secondo la teoria economica, i titoli emessi da società a più bassa capitalizzazione performano meglio per due motivi: *in primis* perché sono più volatili (circostanza ampiamente verificata nel campione di riferimento); secondariamente perché i costi di transazione associati sono maggiori a causa della minore liquidità, ragion per cui viene richiesto un rendimento maggiore per acquistarli.

**Tabella 3.1 – Statistiche descrittive dei portafogli**

	<b>Media</b>	<b>Mediana</b>	<b>Minimo</b>	<b>Massimo</b>	<b>Dev. Std.</b>	<b>Coeff. di variazione</b>	<b>Asimmetria</b>	<b>5% Perc.</b>	<b>95% Perc.</b>	<b>Range interquartil e</b>
<b>P1</b>	0,0027	0,0027	-0,0633	0,0443	0,0189	6,9284	-0,4822	-0,0279	0,0291	0,0266
<b>P2</b>	0,0011	0,0025	-0,0720	0,0790	0,0258	24,2002	-0,4496	-0,0554	0,0435	0,0249
<b>P3</b>	-0,0001	0,0026	-0,0982	0,0727	0,0246	305,4830	-1,0394	-0,0460	0,0299	0,0260
<b>P4</b>	0,0032	0,0051	-0,1557	0,0846	0,0351	10,8286	-0,9881	-0,0516	0,0561	0,0350
<b>P5</b>	0,0022	0,0049	-0,0810	0,0473	0,0235	10,5372	-0,7409	-0,0392	0,0404	0,0272
<b>P6</b>	0,0021	0,0072	-0,0829	0,0492	0,0253	12,0984	-0,9545	-0,0466	0,0375	0,0284
<b>P7</b>	0,0051	0,0079	-0,0883	0,0501	0,0259	5,1238	-0,7007	-0,0434	0,0410	0,0413
<b>P8</b>	0,0035	0,0068	-0,0862	0,0995	0,0312	8,9104	-0,4691	-0,0535	0,0441	0,0398
<b>P9</b>	-0,0050	0,0063	-0,2949	0,2656	0,0803	16,0171	-0,3643	-0,2014	0,1075	0,0563
<b>P10</b>	0,0073	0,0090	-0,1465	0,1512	0,0427	5,8359	-0,1584	-0,0589	0,0773	0,0465
<b>P11</b>	0,0051	0,0116	-0,1662	0,0693	0,0392	7,6805	-1,4472	-0,0772	0,0541	0,0519
<b>P12</b>	0,0064	0,0111	-0,3083	0,1684	0,0655	10,2101	-1,4290	-0,1013	0,0900	0,0674
<b>P13</b>	0,0042	0,0054	-0,0855	0,0626	0,0240	5,6984	-0,5511	-0,0326	0,0449	0,0314
<b>P14</b>	0,0108	0,0055	-0,1420	0,4622	0,0652	6,0166	3,3597	-0,0715	0,0897	0,0579
<b>P15</b>	0,0067	0,0132	-0,2508	0,1661	0,0626	9,3735	-1,1468	-0,1093	0,0911	0,0687
<b>P16</b>	0,0012	0,0091	-0,3123	0,2868	0,0711	61,6262	-0,4665	-0,1236	0,1011	0,0754
<b>P17</b>	0,0059	0,0100	-0,2756	0,2262	0,0678	11,4255	-0,8707	-0,1085	0,0967	0,0537
<b>P18</b>	0,0096	0,0120	-0,2905	0,2147	0,0637	6,6219	-1,0410	-0,0891	0,0899	0,0702
<b>P19</b>	0,0084	0,0151	-0,2050	0,2692	0,0664	7,8986	-0,3175	-0,1223	0,0829	0,0748
<b>P20</b>	0,0073	0,0210	-0,3403	0,2419	0,0812	11,1811	-1,1556	-0,1715	0,0996	0,0671

Il grafico 3.1, rappresentando all'interno dello stesso sistema di assi cartesiani il rendimento dei portafogli P1, P10 e P20, mostra in modo più intuitivo quanto appena detto. Difatti, il portafoglio P20 (portafoglio a più bassa capitalizzazione) amplifica le oscillazioni del portafoglio P10 (portafoglio a media capitalizzazione) che, a sua volta, amplifica quelle del portafoglio P1 (portafoglio a più alta capitalizzazione).



**Figura 3.1:** Confronto tra i rendimenti di P1, P10 e P20

### 3.1.2 Le variabili indipendenti

Le variabili esplicative incluse nel modello sono le seguenti:

- variazione dell'indice del mercato azionario FTSE 350 (FTSE\_350);
- variazione del tasso di disoccupazione (UN);
- variazione dello spread (Spread);
- variazione del tasso di inflazione (I);
- variazione del tasso di cambio \$/£ (EXR);
- variazione del livello di produzione industriale (MPI).

La tabella 3.2 esplicita la loro derivazione. Il valore di ognuna al tempo  $t$  è espresso come variazione logaritmica rispetto al tempo  $t-1$ , indicando con  $t$  il mese cui il valore

si riferisce.

**Tabella 3.2 – Le variabili dipendenti e la loro costruzione**

FTSE_350	$\ln(\text{FTSE}_{350_t}) - \ln(\text{FTSE}_{350_{t-1}})$
UN	$\ln(\text{UN}_t) - \ln(\text{UN}_{t-1})$
Spread	$\ln(\text{Spread}_t) - \ln(\text{Spread}_{t-1})$
I	$\ln(I_t) - \ln(I_{t-1})$
EXR	$\ln(\text{EXR}_t) - \ln(\text{EXR}_{t-1})$
MPI	$\ln(\text{MPI}_t) - \ln(\text{MPI}_{t-1})$

La costruzione delle variabili, così come riportata in tabella, è dovuta al fatto che la scala logaritmica tende a normalizzare le variabili e a ridurre la presenza di *outliers*. Inoltre, per variazioni non esagerate, la differenza logaritmica approssima la differenza percentuale. Di conseguenza, le variabili così costruite facilitano l'interpretazione dei risultati, tenuto conto che anche la variabile dipendente è espressa in termini percentuali.

Prima di procedere all'analisi di ogni variabile indipendente, nella tabella di seguito sono riportate le statistiche descrittive di ciascuna di esse. I dati riportati, in particolare quelli relativi al coefficiente di variazione, mostrano come lo spread sia di gran lunga la variabile più volatile, seguita dal tasso di cambio e dall'indice di mercato. Trattandosi di variazioni percentuali i valori medi sono tutti piuttosto bassi. Ad esempio, la media della variabile FTSE\_350 indica che l'indice di mercato ha registrato una crescita media mensile pari allo 0,11%.

**Tabella 3.3 – Statistiche descrittive delle variabili indipendenti**

	FTSE_350	UN	Spread	I	EXR	MPI
<b>Media</b>	0,0011	0,0036	-0,0013	0,0011	-0,0003	-0,0006
<b>Mediana</b>	0,0037	0,0000	0,0064	0,0012	-0,0001	-0,0002
<b>Minimo</b>	-0,0624	-0,0414	-0,6990	-0,0034	-0,0421	-0,0134
<b>Massimo</b>	0,0383	0,0432	1,0414	0,0045	0,0256	0,0126
<b>Dev. Std.</b>	0,0189	0,0162	0,2222	0,0016	0,0104	0,0044
<b>Coeff. di variazione</b>	17,6031	4,5113	172,8670	1,5238	35,7281	7,2300
<b>Asimmetria</b>	-0,7376	0,2819	0,5101	-0,6419	-0,7265	-0,3926
<b>Curtosi</b>	0,8846	-0,0032	6,0447	0,3908	2,2978	1,1700
<b>5% Perc.</b>	-0,0331	-0,0190	-0,4358	-0,0022	-0,0208	-0,0100
<b>95% Perc.</b>	0,0293	0,0347	0,2908	0,0034	0,0157	0,0059
<b>Range interquartile</b>	0,0205	0,0218	0,1521	0,0019	0,0110	0,0054

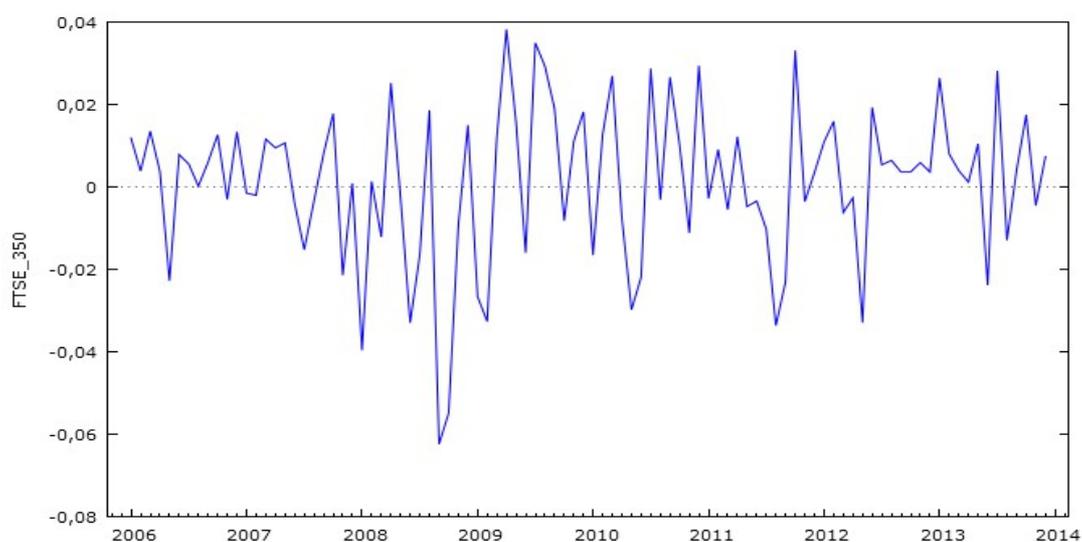
#### A. La variazione del FTSE 350

L'indice FTSE 350 comprende i cento titoli del FTSE 100 e i duecentocinquanta titoli del FTSE 250; considerati i titoli analizzati risulta, per la sua composizione, il più appropriato da includere nell'analisi. Inoltre rappresenta una *proxy* dei movimenti del mercato piuttosto attendibile in quanto le società che comprende coprono più dell'80% della capitalizzazione dell'intero London Stock Exchange. La sua inclusione nel modello trova ampio riscontro anche in letteratura, in particolare nel *market model* presentato nel paragrafo 1.4. La tabella 3.4 mostra l'indice di correlazione tra il mercato e ciascuno dei venti portafogli; come si può ben notare il valore degli indici è abbastanza alto, in particolare per i primi portafogli che, essendo i più capitalizzati, influenzano maggiormente il mercato (a tal proposito si ricorda che il FTSE 350 è un indice di mercato di tipo *value-weighted*).

**Tabella 3.4 – Indici di correlazione tra l'indice di mercato e i portafogli**

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10
<b>FTSE_350</b>	0,8984	0,881	0,7567	0,8491	0,8609	0,7018	0,8589	0,7964	0,2985	0,7783
	P11	P12	P13	P14	P15	P16	P17	P18	P19	P20
<b>FTSE_350</b>	0,6546	0,762	0,8201	0,5722	0,6735	0,7605	0,547	0,7725	0,6821	0,6443

La figura 3.2, invece, illustra la serie storica delle variazioni del FTSE 350 dal 2006 al 2013. La prima cosa che salta all'occhio è il susseguirsi di diverse variazioni negative dalla seconda metà del 2007 alla fine del 2009, periodo abbastanza delicato per il mercato azionario a causa della nota crisi finanziaria. Dal 2010 in poi il grafico mostra un alternarsi abbastanza bilanciato di variazioni positive e negative e una visibile fase di stabilizzazione nella seconda metà del 2013.



**Figura 3.2:** Serie storica delle variazioni del FTSE 350, 2006-2013

### **B. La variazione del tasso di disoccupazione**

Da un punto di vista economico le variazioni del tasso di disoccupazione potrebbero essere un segnale di fasi espansive o recessive del ciclo economico, e per questo motivo

potenzialmente correlate a spinte al rialzo o al ribasso dei prezzi dei titoli azionari. Nonostante ciò, è bene precisare che tale variabile si presterebbe meglio ad un'analisi dei rendimenti di medio-lungo periodo. Infatti il tasso di disoccupazione, a differenza dei prezzi dei titoli, è una variabile che non “reagisce” in modo immediato a shock macroeconomici, a meno che di grande entità, a causa di evidenti vincoli legali in materia di licenziamento dei lavoratori dipendenti.

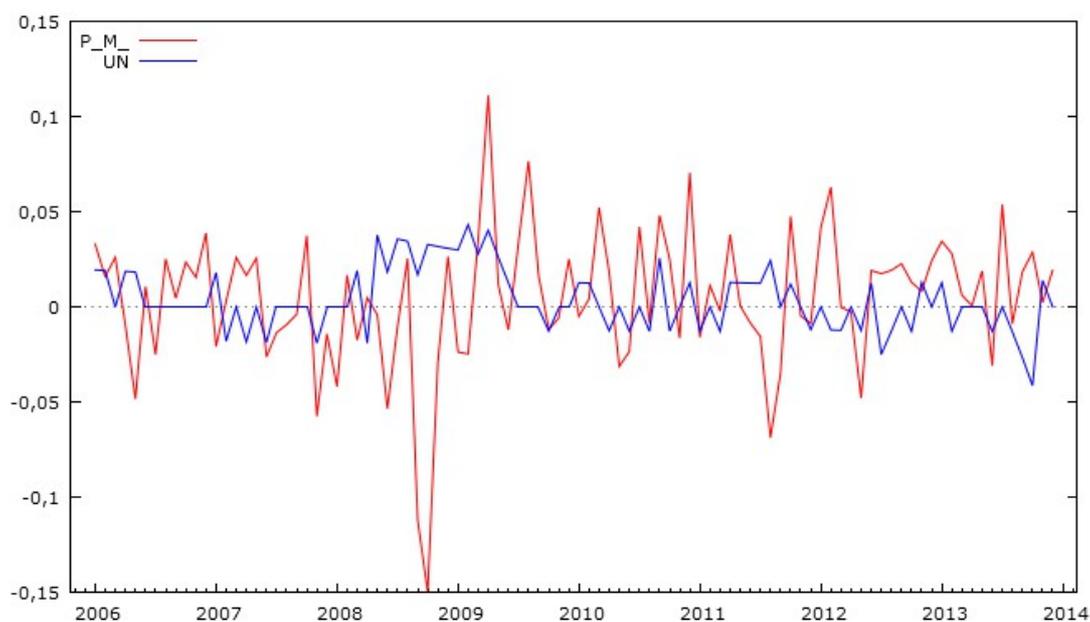
La tabella 3.5 mostra gli indici di correlazione tra le variazioni del tasso di disoccupazione mensile e i rendimenti mensili dei venti portafogli nel periodo 2006-2013.

**Tabella 3.5 – Indici di correlazione tra il tasso di disoccupazione e i rendimenti dei portafogli**

	<b>P1</b>	<b>P2</b>	<b>P3</b>	<b>P4</b>	<b>P5</b>	<b>P6</b>	<b>P7</b>	<b>P8</b>	<b>P9</b>	<b>P10</b>
<b>UN</b>	-0,0846	-0,1187	-0,201	0,0158	-0,0287	-0,2045	-0,0747	-0,0909	0,0694	0,0114
	<b>P11</b>	<b>P12</b>	<b>P13</b>	<b>P14</b>	<b>P15</b>	<b>P16</b>	<b>P17</b>	<b>P18</b>	<b>P19</b>	<b>P20</b>
<b>UN</b>	-0,1557	-0,0229	-0,0124	-0,1421	-0,0581	-0,1289	-0,0037	-0,0341	-0,0569	-0,2024

I dati riportati dalla tabella mostrano degli indici di correlazione di lieve entità, ma coerenti dal punto di vista del segno. Quasi tutti sono negativi, segnalando che una variazione positiva del tasso di disoccupazione è associata ad una variazione negativa del valore dei portafogli e dunque del loro rendimento.

La figura 3.3 mette a confronto le variazioni del tasso di disoccupazione con la media dei rendimenti dei portafogli (P\_M) nel periodo di osservazione.



**Figura 3.3:** *Confronto tra variazione del tasso di disoccupazione e media dei rendimenti, 2006-2013*

Il confronto tra le due serie storiche mette in luce quanto detto precedentemente: le variazioni del tasso di disoccupazione sono più lievi rispetto ai movimenti dei prezzi in quanto soggette a limiti che rendono la variabile in considerazione più statica. Inoltre il grafico sottolinea anche quanto mostrato dalla tabella degli indici di correlazione, evidenziando una palese relazione inversa tra le due variabili.

### C. La variazione dello spread

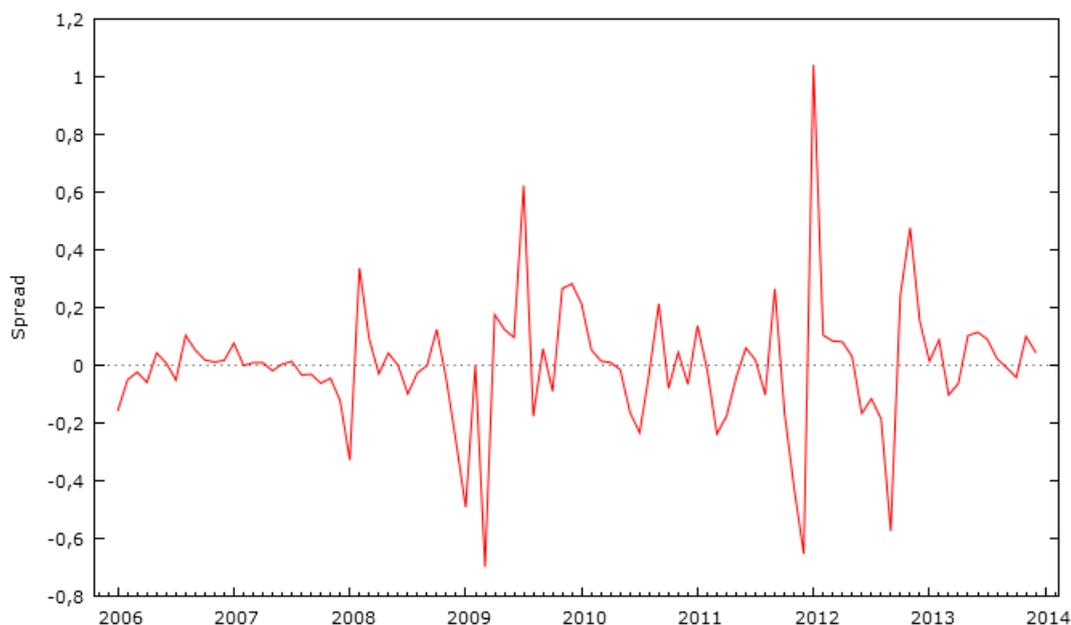
Lo spread è stato calcolato come differenza tra il rendimento dei titoli governativi tedeschi a 10 anni e il rendimento dei titoli di stato britannici con uguale *maturity*. Poiché i titoli di stato tedeschi sono generalmente riconosciuti come attività finanziarie a rischio praticamente nullo, questa variabile è un indice del rischio paese associato al mercato azionario britannico. Intuitivamente una variazione positiva dello spread, ovvero un aumento del rischio associato all'investimento in attività finanziarie, dovrebbe produrre un abbassamento del livello dei prezzi. Infatti, la percezione di un rischio maggiore porta gli investitori a richiedere un rendimento maggiore che, a parità

di prospettive lungo l'*holding period*, si traduce nella richiesta di un prezzo minore. Nonostante ciò i dati riportati nella tabella seguente sembrerebbero smentire quanto detto.

**Tabella 3.6 – Indici di correlazione tra le variazioni dello spread e i rendimenti dei portafogli**

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10
<b>Spread</b>	0,0541	0,05	0,2025	0,0482	-0,0211	0,0795	0,1321	0,1142	-0,0099	0,0509
	P11	P12	P13	P14	P15	P16	P17	P18	P19	P20
<b>Spread</b>	0,0552	0,0504	0,046	0,0308	0,0404	0,0459	-0,0306	0,0795	0,0049	0,049

Tutti i coefficienti, a parte quelli relativi ai portafoglio P5, P9 e P17, risultano positivi suggerendo dunque una relazione diretta tra spread e prezzi dei titoli. In realtà, però, l'entità di tali coefficienti è minima. Inoltre un test di significatività sull'indice di correlazione tra la media dei rendimenti dei portafogli e la variabile in questione, impedirebbe di rigettare l'ipotesi nulla di assenza di correlazione a causa di un p-value pari a 0,5861.



**Figura 3.4:** Serie storica delle variazioni dello spread, 2006-2013

La serie storica della figura 3.4 sottolinea la sostanziale volatilità della variabile in questione. Nonostante il periodo 2006-2007 sia il più “mite”, mostra comunque delle variazioni mensili che arrivano a toccare il 10%. Il 2008 segna l'inizio di un biennio di forti oscillazioni che culmina a cavallo del 2011 e del 2012 in seguito allo scoppio della crisi dei debiti sovrani. All'inizio del 2012, difatti, lo spread registra una variazione positiva del 100%.

#### D. La variazione mensile del tasso di inflazione

Il tasso di inflazione mensile è stato misurato come differenza logaritmica del *Consumer Price Index* (CPI) alla fine e all'inizio del mese.

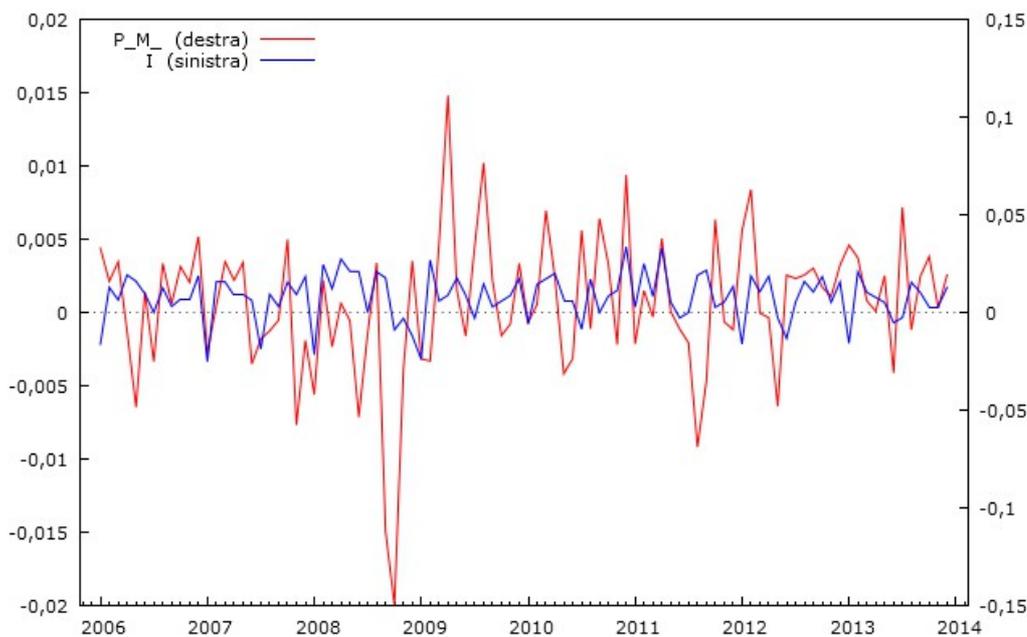
Ci sono due possibili spiegazioni dell'impatto del tasso di inflazione sui prezzi dei titoli azionari. La prima è che l'inflazione è per definizione l'aumento generale dei prezzi, ragion per cui è determinata in parte anche dall'aumento dei prezzi dei titoli. La seconda si può cogliere ponendosi dal punto di vista di un investitore che investe al tempo  $t_0$  e disinveste al tempo  $t_1$ ; se nel periodo  $t_0-t_1$  si è verificato un tasso di inflazione maggiore rispetto al periodo precedente (e che quindi probabilmente l'investitore non si aspettava), per ottenere un rendimento pari, in termini reali, a quello prefissato richiederà, *ceteris paribus*, un prezzo maggiore per disinvestire. La tabella di seguita riportata conferma le aspettative.

**Tabella 3.7 – Indici di correlazione tra il tasso di inflazione e i rendimenti dei portafogli**

	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10
I	0,0697	0,1052	0,1902	0,0351	0,0852	0,1196	0,1345	0,1336	0,1057	0,0824
	P11	P12	P13	P14	P15	P16	P17	P18	P19	P20
I	0,0795	0,0614	0,0901	0,1436	0,0675	0,0965	0,0429	0,1213	0,0913	0,0659

I coefficienti di correlazione tra la variazione mensile del tasso di inflazione e il rendimento mensile di ciascun portafoglio sono positivi, seppur il loro valore segnala una piuttosto debole relazione. Anche la figura 3.5, che confronta la serie storica della variabile in questione con la media dei rendimenti dei portafogli (P\_M), sottolinea lo stesso concetto: variazioni positive del tasso di inflazione sono tendenzialmente

accompagnate da rendimenti medi (ossia variazioni dei prezzi) positivi. Un ulteriore dettaglio che si può cogliere dal grafico è che le oscillazioni del tasso di inflazione tendono ad essere decisamente meno accentuate rispetto a quelle dei prezzi.



**Figura 3.5:** Confronto tra variazioni del tasso di inflazione e media dei rendimenti mensili, 2006-2013.

In merito alle variazioni del tasso di inflazione, va fatta l'ultima precisazione. In virtù della spiegazione del suo impatto sui rendimenti dei titoli precedentemente data, sarebbe più appropriato considerare soltanto la sua componente inattesa, che però, come si può ben immaginare, è tutt'altro che di facile misurazione.

#### E. La variazione mensile del tasso di cambio

Il tasso di cambio è stato considerato nella forma “incerto per certo” ( $\$/\pounds$ ); variazioni positive indicano quindi un apprezzamento della sterlina. Per ipotizzare il tipo di impatto che le variazioni del tasso di cambio dovrebbero teoricamente avere sui rendimenti, possiamo ricorrere alla *Purchasing Power Parity* (PPP). Secondo questa teoria un investitore britannico dovrebbe ottenere, investendo in attività finanziarie britanniche, lo stesso rendimento che otterrebbe se investisse in attività finanziarie

statunitensi appartenenti alla stessa classe di rischio. In termini analitici, secondo la PPP dovrebbe essere verificata la seguente equazione:

$$1+i_{\pounds}=(1+i_{\$})\frac{S_{\$/\pounds}}{F_{\$/\pounds}} \quad (3.1)$$

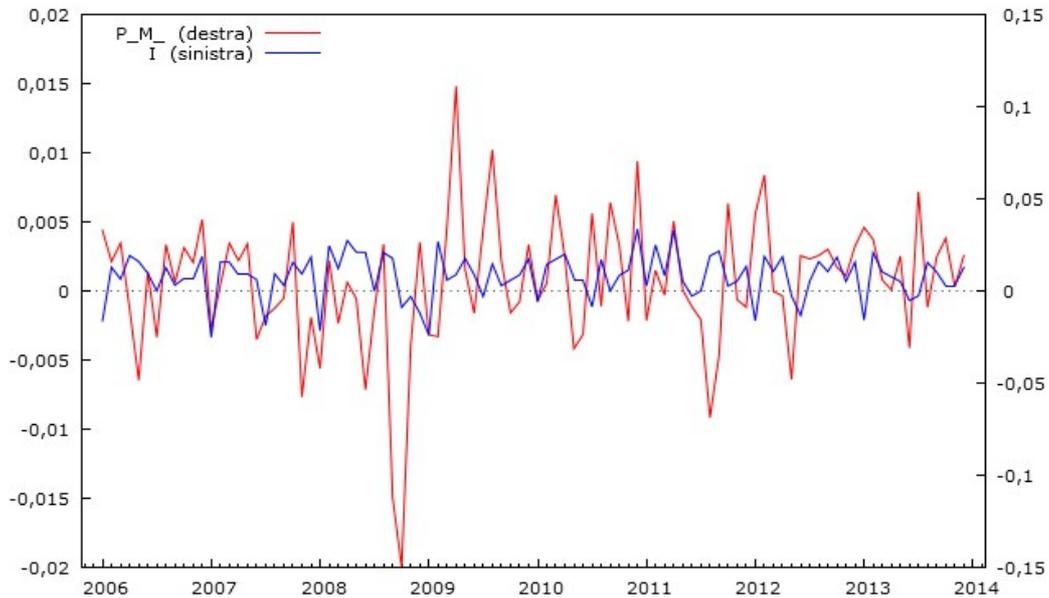
dove  $i_{\pounds}$  è il tasso di interesse riconosciuto sul titolo britannico,  $i_{\$}$  il tasso di interesse riconosciuto sul titolo statunitense,  $S_{\$/\pounds}$  il tasso di cambio spot e  $F_{\$/\pounds}$  il tasso di cambio forward.

Dalla relazione appena definita è evidente che una variazione positiva del tasso di cambio dovrebbe avere un effetto positivo sui tassi di rendimento. Gli indici di correlazione riportati nella tabella 3.8 confermano quanto detto.

**Tabella 3.8 – Indici di correlazione tra il tasso di cambio e i rendimenti dei portafogli**

	<b>P1</b>	<b>P2</b>	<b>P3</b>	<b>P4</b>	<b>P5</b>	<b>P6</b>	<b>P7</b>	<b>P8</b>	<b>P9</b>	<b>P10</b>
<b>EXR</b>	0,07	0,1339	0,2529	0,2127	0,0695	-0,0388	0,153	0,182	0,0575	0,2982
	<b>P11</b>	<b>P12</b>	<b>P13</b>	<b>P14</b>	<b>P15</b>	<b>P16</b>	<b>P17</b>	<b>P18</b>	<b>P19</b>	<b>P20</b>
<b>EXR</b>	0,048	0,2384	0,1157	0,1814	0,1778	0,2244	0,0997	0,2545	0,3431	0,2711

La figura 3.6 offre una riprova grafica di tale relazione positiva mettendo a confronto la serie storica delle variazioni del tasso di cambio con la media dei rendimenti dei venti portafogli (P\_M). Il grafico mostra come le variazioni dei prezzi azionari seguano parzialmente, e con oscillazioni più brusche, i movimenti del tasso di cambio.



**Figura 3.6:** Confronto tra variazioni del tasso di cambio e media dei rendimenti, 2006-2013

#### F. La variazione mensile della produzione industriale

La variazione della produzione è stata misurata in riferimento all'indice di produzione calcolato e pubblicato dal *UK Statistics Authority*. Variazioni positive della produzione dovrebbero indicare fasi espansive del ciclo economico, ragion per cui ci si aspetta che siano positivamente correlate con l'andamento dei prezzi dei titoli azionari. Come mostra la tabella 3.8, ancora una volta i dati soddisfano le aspettative: gli indici di correlazione tra la variazione della produzione e ognuno dei portafogli risultano tutti, tranne uno, positivi.

**Tabella 3.9 – Indici di correlazione tra la variazione della produzione e i rendimenti dei portafogli**

	<b>P1</b>	<b>P2</b>	<b>P3</b>	<b>P4</b>	<b>P5</b>	<b>P6</b>	<b>P7</b>	<b>P8</b>	<b>P9</b>	<b>P10</b>
<b>EXR</b>	0,1049	0,1681	0,3307	0,1187	0,1499	0,0881	0,2359	0,2234	-0,0449	0,0908

	<b>P11</b>	<b>P12</b>	<b>P13</b>	<b>P14</b>	<b>P15</b>	<b>P16</b>	<b>P17</b>	<b>P18</b>	<b>P19</b>	<b>P20</b>
<b>EXR</b>	0,0335	0,1477	0,1105	0,1187	0,2669	0,2215	0,1071	0,1755	0,2102	0,2304

Riassumendo, tutte le variabili esplicative, eccetto il tasso di disoccupazione, sono positivamente correlate ai rendimenti dei titoli azionari. L'analisi sugli indici di correlazione è coerente con la teoria economica, salvo quanto visto per lo spread che, a sorpresa, mostra una relazione positiva con i prezzi dei titoli. La tabella seguente riporta il valore dell'indice di correlazione tra ogni variabile esplicativa e la media dei rendimenti dei portafogli, il p-value a due code e il p-value ad una coda.

**Tabella 3.10 Coefficienti di correlazione e p-value**

	<b>Indice di correlazione</b>	<b>P-value a due code</b>	<b>P-value ad una coda</b>
<b>FTSE_350</b>	0,8929	0,000	0,000
<b>UN</b>	-0,0919	0,373	0,187
<b>Spread</b>	0,0563	0,586	0,293
<b>I</b>	0,12	0,244	0,122
<b>EXR</b>	0,2403	0,018	0,009
<b>MPI</b>	0,1981	0,053	0,027

Tra tutte le variabili indipendenti, quella che ha una correlazione maggiore con la variabile dipendente è senza dubbio la variazione dell'indice di mercato FTSE 350, seguito dalla variazione del tasso di cambio e della produzione industriale. Queste tre variabili sono anche le uniche che mostrano un coefficiente di correlazione significativo ad un livello del 5% (con riferimento ai p-value ad una coda). Inoltre, l'unico coefficiente di correlazione che è in contrasto con le aspettative, ovvero quello relativo

allo spread, è anche quello meno significativo con un p-value a due code decisamente alto (0,586 ).

### 3.1.3 *Analisi di correlazione tra le variabili indipendenti*

L'analisi di correlazione tra le variabili indipendenti viene effettuata per verificare se sussistono problemi di multicollinearità. In generale più le variabili indipendenti sono correlate e più è difficile distinguere gli effetti di ognuna sulla variabile dipendente e stimare in modo accurato i regressori del modello. In ogni caso la presenza di forte collinearità non causa distorsioni nelle stime dei coefficienti, ma tende ad aumentare le deviazioni standard delle stime rendendo più arduo rigettare l'ipotesi dei test di significatività dei regressori. La tabella 3.11 riporta i coefficienti di correlazione tra le variabili indipendenti e i VIF (*Variance Inflation Factors*)

Tabella 3.11 Coefficienti di correlazione tra variabili indipendenti e VIF

	FTSE_350	UN	Spread	I	EXR	MPI	VIF
FTSE_350	1	-0,1078	0,0817	0,0856	0,1469	0,1708	1,053
UN		1	-0,0323	-0,1142	-0,2327	-0,349	1,197
Spread			1	0,0151	0,0518	0,217	1,056
I				1	0,1338	0,1083	1,034
EXR					1	0,1205	1,087
MPI						1	1,222

I bassi coefficienti di correlazione e i valori del VIF prossimi all'unità segnalano la quasi assenza di multicollinearità tra le variabili esplicative del modello.

L'indice di correlazione più alto in valore assoluto è quello tra la produzione industriale e la disoccupazione; la relazione negativa è assolutamente coerente in quanto è molto plausibile che l'aumento della produzione, in seguito ad un aumento della domanda aggregata, porti ad una diminuzione del tasso di disoccupazione.

Interessante è la relazione che risulta tra il tasso di cambio e la produzione industriale. Seppur il relativo coefficiente segnali una relazione debole tra le variabili, il segno potrebbe apparire in un primo momento controintuitivo. Difatti, un apprezzamento della

moneta dovrebbe portare ad una diminuzione delle esportazioni e un aumento delle importazioni con conseguente allentamento della produzione nazionale. Il segno positivo invece, potrebbe essere dovuto al fatto che l'Inghilterra importi molte materie prime; un apprezzamento della sterlina quindi, riducendo il costo della produzione, potrebbe costituire un incentivo alla produzione stessa.

## **3.2 Risultati del modello Fama-MacBeth**

Come già accennato al termine del primo capitolo, il presente paragrafo replica il modello di Chen, Roll e Ross: interamanete con riferimento al metodo, parzialmente con riferimento alle variabili esplicative incluse nell'analisi.

Per chiarezza di esposizione si ricorda nuovamente che l'analisi copre 8 anni (dal 2006 al 2013) e riguarda 20 portafogli differenti.

### **3.2.1 Fase I**

I beta dei 20 portafogli rispetto a ciascuna delle variabili indipendenti sono stati stimati su un arco temporale pari a 3 anni. Ciò vale a dire che per ogni periodo di 3 anni (2006-2008, 2007-2009, 2008-2010, 2009-2011, 2010-2012) sono stati stimati 20 modelli di regressione con serie storiche, uno per ogni portafoglio. I risultati dei complessivi 100 modelli di regressione stimati sono stati riportati nelle tabelle delle pagine successive. In particolare, per ognuno vengono mostrate le stime dei coefficienti, il coefficiente di determinazione e il coefficiente di determinazione aggiustato per i gradi di libertà. La bontà di adattamento è, eccetto alcuni casi, ben al di sopra dello 0,5 indicando che più del 50% della varianza dei rendimenti dei portafogli viene spiegato dalla varianza dei fattori considerati.

I modelli relativi ai primi portafogli, i più capitalizzati, presentano un coefficiente di determinazione sopra la media in virtù della loro maggiore capacità di influenzare il mercato e quindi della loro maggiore correlazione con la variabile indipendente FTSE\_350.

**Tabella 3.12 Risultati dei modelli di regressione della I fase**

A. Gennaio 2006 – Dicembre 2008										B. Gennaio 2007- Dicembre 2009									
	FTSE_350	UN	Spread	I	EXR	MPI	R <sub>2</sub>	R <sub>2</sub> - adj		FTSE_350	UN	Spread	I	EXR	MPI	R <sub>2</sub>	R <sub>2</sub> - adj		
<b>P1</b>	0,8406	-0,1231	0,0067	0,6199	-0,1323	0,1636	0,7220	0,6645		0,8443	-0,1652	0,0011	1,0579	-0,1301	-0,1100	0,8405	0,8075		
<b>P2</b>	1,1184	-0,2846	0,0182	-0,9860	-0,1114	-0,1767	0,8138	0,7753		1,2194	-0,0629	-0,0133	-0,3197	0,2873	-0,1285	0,7947	0,7523		
<b>P3</b>	0,9709	0,0043	-0,0335	-0,0066	0,0750	0,7692	0,7551	0,7045		1,0008	0,0907	0,0102	-0,5040	0,0663	1,0793	0,7395	0,6856		
<b>P4</b>	1,7537	-0,0080	0,0430	-2,9867	0,4063	0,1310	0,7854	0,7410		1,6585	0,1761	-0,0051	-1,2302	0,5739	-0,4638	0,8268	0,7909		
<b>P5</b>	1,3037	0,0621	-0,0490	-0,5194	-0,1426	-0,5965	0,8793	0,8543		1,1719	0,2142	-0,0190	-0,8894	-0,0542	0,4984	0,8236	0,7871		
<b>P6</b>	1,1344	0,3667	-0,0091	1,4429	-0,3302	0,7833	0,7388	0,6848		0,8824	-0,2386	0,0030	1,7573	-0,7752	0,1428	0,4851	0,3785		
<b>P7</b>	1,0964	0,3027	-0,0395	2,3966	0,2300	1,4807	0,7941	0,7515		1,0157	0,2366	-0,0165	2,1963	0,2060	1,2742	0,8433	0,8109		
<b>P8</b>	1,3726	0,3361	-0,0107	0,3899	-0,0888	1,0919	0,6956	0,6327		1,3517	0,4584	-0,0185	1,0758	0,1592	1,5698	0,8520	0,8213		
<b>P9</b>	0,3021	0,9471	-0,0564	2,9579	2,2428	-2,8266	0,1086	-0,0758		1,2894	0,2499	-0,0110	0,3257	2,4077	-7,4804	0,3184	0,1774		
<b>P10</b>	1,9091	0,5362	-0,0504	2,2421	1,4959	-0,6971	0,7391	0,6851		1,7939	0,4881	-0,0259	-0,3694	0,7371	0,1404	0,7200	0,6621		
<b>P11</b>	1,7744	-0,0500	0,0126	-2,7012	-0,1481	0,1616	0,5296	0,4323		1,1351	-0,2847	-0,0197	2,3494	-0,0831	-1,2381	0,3164	0,1749		
<b>P12</b>	3,2526	0,0120	0,0182	-3,8235	1,0620	0,5496	0,7133	0,6540		2,6976	0,7312	-0,0857	1,9232	1,7365	0,3553	0,6583	0,5876		
<b>P13</b>	1,1297	0,2874	-0,0125	-0,2324	0,2834	0,5543	0,7406	0,6869		1,0911	0,3254	-0,0162	-0,1880	0,0246	0,3806	0,7201	0,6622		
<b>P14</b>	1,6750	0,0161	-0,0100	2,5094	0,2112	1,9202	0,7711	0,7238		1,6142	0,5189	-0,0907	5,4145	0,5013	1,9108	0,7192	0,6611		
<b>P15</b>	1,9792	0,8618	-0,0168	-0,7960	0,1807	8,0713	0,5246	0,4263		2,2415	0,8936	-0,0688	-2,5638	0,7187	4,9033	0,7719	0,7247		
<b>P16</b>	2,6691	-0,1241	-0,1640	3,3746	1,1298	-0,2438	0,6845	0,6192		3,1322	0,5948	-0,0965	0,5734	1,0295	1,9336	0,6619	0,5919		
<b>P17</b>	1,7693	0,1779	-0,4327	7,0829	0,8725	0,0063	0,4162	0,2954		2,1377	1,0068	-0,1068	0,3254	0,8237	0,8683	0,3107	0,1681		
<b>P18</b>	2,9244	0,6467	-0,0330	1,1200	1,8282	-2,1519	0,7100	0,6500		2,4728	0,9624	-0,0456	3,2851	1,5486	-0,1401	0,6740	0,6065		
<b>P19</b>	2,4224	0,6270	0,1395	-4,6783	1,2899	4,9191	0,7862	0,7419		2,2487	1,0862	-0,1136	1,8301	2,2360	3,5267	0,6286	0,5518		
<b>P20</b>	2,5785	0,0457	0,1247	-6,3101	0,8229	6,0553	0,5191	0,4196		3,0041	0,3653	-0,0707	-0,2846	1,8090	2,1927	0,6659	0,5968		

**Tabella 3.13 Risultati dei modelli di regressione della I fase, 2008-2010 e 2009-2011**

C. Gennaio 2008 – Dicembre 2010										D. Gennaio 2009 – Dicembre 2011							
	FTSE_350	UN	Spread	I	EXR	MPI	R <sub>2</sub>	R <sub>2</sub> - adj		FTSE_350	UN	Spread	I	EXR	MPI	R <sub>2</sub>	R <sub>2</sub> - adj
<b>P1</b>	0,8859	-0,0220	0,0029	0,8083	-0,1298	-0,1213	0,8748	0,8489		0,9325	-0,0066	0,0002	-0,3583	-0,1886	-0,3396	0,9145	0,8968
<b>P2</b>	1,2247	0,0208	-0,0120	0,3320	0,0950	0,2127	0,8158	0,7776		1,3010	0,1309	-0,0162	0,9005	0,0011	0,6329	0,8100	0,7707
<b>P3</b>	0,9466	0,0237	0,0086	-0,0608	0,2204	0,6120	0,7293	0,6733		0,9441	-0,1303	0,0153	3,0164	0,4196	0,4985	0,7818	0,7366
<b>P4</b>	1,6647	0,3026	-0,0014	-1,2631	0,4008	-0,1572	0,8457	0,8138		1,5067	0,5926	-0,0059	-1,9160	-0,1550	0,1505	0,8769	0,8514
<b>P5</b>	1,0486	0,2221	-0,0158	-0,8847	-0,1256	1,0883	0,8340	0,7996		0,8923	0,2819	-0,0060	1,8883	0,0185	0,8718	0,7747	0,7281
<b>P6</b>	0,8980	-0,4494	0,0014	1,9678	-0,6356	-0,6694	0,5279	0,4302		0,7543	-0,8014	0,0126	2,8747	-0,4562	-1,2297	0,5654	0,4754
<b>P7</b>	1,0457	0,2505	-0,0110	0,9104	0,1982	1,0802	0,8535	0,8231		1,1491	0,1675	0,0112	-0,0906	-0,1231	0,0259	0,8278	0,7921
<b>P8</b>	1,1595	0,1967	-0,0192	1,1162	0,2932	1,2027	0,8092	0,7698		1,0155	0,1383	-0,0099	2,8269	0,7349	1,5428	0,6777	0,6110
<b>P9</b>	1,5805	0,2312	-0,0034	9,9797	0,4038	-6,6464	0,1886	0,0208		2,2657	0,8537	-0,0197	14,3360	-2,1068	-3,4675	0,3341	0,1963
<b>P10</b>	1,6322	0,4378	-0,0228	-2,1342	0,7879	0,8047	0,7254	0,6685		1,5698	0,6577	-0,0119	-2,4734	0,4376	-0,1279	0,6550	0,5836
<b>P11</b>	1,2075	-0,5545	-0,0182	5,0783	-0,2355	-2,3445	0,4427	0,3274		1,5698	0,6577	-0,0119	-2,4734	0,4376	-0,1279	0,4470	0,3325
<b>P12</b>	2,3371	0,4325	-0,0909	3,9048	1,0893	2,4162	0,6353	0,5599		1,7856	1,0285	-0,0192	3,8511	0,2755	1,1787	0,5317	0,4348
<b>P13</b>	1,0554	0,2775	-0,0171	0,9874	-0,1124	0,4160	0,7383	0,6841		0,9719	0,2992	-0,0023	1,6202	-0,4758	-0,3824	0,6871	0,6224
<b>P14</b>	0,2610	0,3776	0,0282	3,6552	0,4620	1,5419	0,6691	0,6006		1,6713	0,5550	-0,0509	1,1641	0,0603	0,9251	0,4844	0,3777
<b>P15</b>	2,0354	0,1700	-0,0628	-2,5418	1,2116	2,2653	0,8242	0,7878		1,8410	0,4036	-0,0080	-3,0379	0,4053	-0,3320	0,6040	0,5221
<b>P16</b>	2,0354	0,1700	-0,0628	-2,5418	1,2116	2,2653	0,6867	0,6218		2,8740	0,7397	-0,0417	0,8919	0,4552	3,4543	0,6021	0,5198
<b>P17</b>	1,7753	0,9133	-0,0832	-12,3019	0,9383	4,6991	0,4754	0,3669		1,7429	1,0144	0,0124	1,2748	-0,1335	-0,7291	0,5927	0,5084
<b>P18</b>	2,5231	1,1323	-0,0456	2,8959	1,3902	0,5185	0,7273	0,6709		2,3386	1,0530	-0,0231	3,8707	0,3541	1,0193	0,6620	0,5920
<b>P19</b>	1,9998	0,7064	-0,1143	5,9420	2,1019	3,1727	0,6284	0,5515		1,8639	1,0562	-0,0780	0,7960	1,4165	2,1710	0,4373	0,3208

**Tabella 3.14 Risultati dei modelli di regressione della I fase, 2010-2012**

	E. Gennaio 2010 – Dicembre 2012							
	FISE_350	UN	Spread	I	EXR	MPI	R <sub>2</sub>	R <sub>2</sub> - adj
<b>P1</b>	0,9707	0,1158	-0,0050	-1,2616	-0,0482	-0,0883	0,9414	0,9293
<b>P2</b>	1,1270	0,0317	0,0030	1,9001	-0,0931	0,2744	0,8210	0,7840
<b>P3</b>	0,7629	-0,1948	0,0218	4,5876	0,7304	1,0226	0,5855	0,4997
<b>P4</b>	1,5446	0,3900	-0,0073	-1,7623	0,1542	0,3438	0,8889	0,8659
<b>P5</b>	0,9843	-0,1168	-0,0001	2,3630	-0,0514	0,1442	0,7260	0,6693
<b>P6</b>	0,9227	-0,1814	0,0066	0,6264	-0,3567	-1,1059	0,7077	0,6472
<b>P7</b>	1,2852	-0,2891	0,0179	0,4277	-0,2739	-0,2539	0,7830	0,7381
<b>P8</b>	1,1484	-0,5310	0,0239	2,0435	0,3417	-0,6696	0,6828	0,6172
<b>P9</b>	1,8101	0,7604	-0,0181	7,1574	-3,7651	-0,0938	0,3507	0,2163
<b>P10</b>	1,5196	0,3240	0,0149	0,4160	1,0864	-0,8713	0,8161	0,7781
<b>P11</b>	1,4895	-0,1424	0,0221	1,3262	0,3169	-0,9803	0,7538	0,7028
<b>P12</b>	2,6265	-0,6522	0,0303	0,1950	-0,8355	-0,7395	0,6740	0,6065
<b>P13</b>	1,0698	-0,1170	0,0065	1,4319	-0,3453	-0,6981	0,7653	0,7168
<b>P14</b>	2,6399	-1,8311	0,0647	7,2960	1,2057	-1,3394	0,3633	0,2315
<b>P15</b>	2,0671	-0,5706	0,0257	3,3901	0,8226	0,2728	0,6935	0,6301
<b>P16</b>	2,3229	-0,6247	0,0342	2,9204	0,1113	-0,7832	0,6579	0,5871
<b>P17</b>	1,7227	-0,1318	0,0197	1,3831	0,1904	0,3380	0,6917	0,6279
<b>P18</b>	2,8075	-1,0098	0,0369	3,8979	0,3847	0,9977	0,7048	0,6437
<b>P19</b>	2,2607	-0,3047	0,0187	-1,5156	1,1413	-1,0767	0,6892	0,6249
<b>P20</b>	1,9623	-0,3933	0,0166	2,3893	1,3059	-0,4778	0,5481	0,4545

### 3.2.2 Fase II

Dopo aver stimato i beta dei portafogli relativi ad ogni fattore, la seconda fase prevede la stima dei premi per il rischio associati a ciascun fattore effettuando 12 regressioni di tipo cross-section (una per mese) per gli anni 2009, 2010, 2011, 2012 e 2013 utilizzando i beta stimati rispettivamente nei trienni 2006-2008, 2007-2009, 2008-2010, 2009-2011, 2010-2012.

Come risultato finale si ottiene una serie storica con 60 osservazioni (da gennaio 2009 a dicembre 2013) per ogni premio per il rischio. La tabella 3.15 riporta i coefficienti stimati dei beta, ossia i premi stimati, per ogni mese.

**Tabella 3.15 Coefficienti stimati dei beta**

	$\beta_{\text{FTSE}_350}$	$\beta_{\text{UN}}$	$\beta_{\text{Spread}}$	$\beta_{\text{I}}$	$\beta_{\text{EXR}}$	$\beta_{\text{MPI}}$
<b>Gennaio 2009</b>	0,0034	0,0714	-0,2276	-0,0106	-0,0110	-0,0002
<b>Febbraio 2009</b>	0,0255	0,1507	-0,4868	-0,0177	-0,0680	-0,0184
<b>Marzo 2009</b>	0,0255	-0,0273	0,1734	0,0104	-0,0048	0,0029
<b>Aprile 2009</b>	0,0319	-0,1328	0,0775	0,0123	0,1257	0,0247
<b>Maggio 2009</b>	0,0068	0,0213	-0,1351	-0,0084	-0,0038	-0,0032
<b>Giugno 2009</b>	0,0100	0,0239	0,0305	0,0011	-0,0195	0,0013
<b>Luglio 2009</b>	0,0080	-0,0060	-0,1936	0,0029	-0,0289	-0,0011
<b>Agosto 2009</b>	-0,0532	-0,0434	-0,2816	-0,0141	0,1057	0,0093
<b>Settembre 2009</b>	0,0504	0,0071	-0,0031	0,0019	-0,0347	0,0059
<b>Ottobre 2009</b>	0,0153	0,0264	0,0477	0,0011	-0,0277	-0,0004
<b>Novembre 2009</b>	-0,0036	0,1130	-0,0625	-0,0095	-0,0452	-0,0107
<b>Dicembre 2009</b>	-0,0008	0,0475	-0,1095	-0,0044	-0,0130	-0,0018
<b>Gennaio 2010</b>	-0,0074	-0,0217	-0,3270	-0,0032	0,0144	0,0017
<b>Febbraio 2010</b>	0,0145	0,0078	0,3342	-0,0017	-0,0032	-0,0027
<b>Marzo 2010</b>	0,0225	-0,0036	-0,1015	0,0041	-0,0007	-0,0008
<b>Aprile 2010</b>	0,0034	-0,0263	-0,4597	-0,0009	0,0047	0,0028
<b>Maggio 2010</b>	-0,0510	-0,0175	-0,8676	-0,0078	0,0129	-0,0182
<b>Giugno 2010</b>	0,0051	-0,0179	0,2087	0,0052	-0,0065	0,0185
<b>Luglio 2010</b>	0,0031	0,0215	0,2772	0,0025	0,0145	0,0036

<b>Agosto 2010</b>	-0,0018	-0,0024	-0,0157	-0,0027	0,0025	0,0022
<b>Settembre 2010</b>	0,0163	-0,0101	-0,0212	0,0017	0,0082	0,0028
<b>Ottobre 2010</b>	0,0188	-0,0023	0,0258	0,0010	0,0031	0,0014
<b>Novembre 2010</b>	-0,0081	-0,0421	-0,0969	0,0011	0,0217	0,0052
<b>Dicembre 2010</b>	-0,0115	0,0188	-0,3441	-0,0022	0,0324	-0,0143
<b>Gennaio 2011</b>	-0,0241	-0,0548	0,5216	0,0034	0,0125	0,0278
<b>Febbraio 2011</b>	0,0082	-0,0174	0,1828	0,0007	0,0024	0,0025
<b>Marzo 2011</b>	-0,0122	-0,0022	0,0193	0,0023	0,0192	0,0038
<b>Aprile 2011</b>	0,0213	-0,0251	-0,4120	0,0002	-0,0039	-0,0002
<b>Maggio 2011</b>	-0,0251	-0,0093	-0,7227	0,0005	-0,0109	-0,0009
<b>Giugno 2011</b>	0,0041	-0,0057	0,1428	0,0003	0,0040	0,0015
<b>Luglio 2011</b>	-0,0083	0,0081	-0,2618	-0,0002	0,0020	-0,0060
<b>Agosto 2011</b>	-0,0329	0,0006	0,5589	0,0002	-0,0037	0,0041
<b>Settembre 2011</b>	-0,0119	-0,0062	0,0055	0,0003	-0,0041	0,0023
<b>Ottobre 2011</b>	0,0188	-0,0023	0,0258	0,0010	0,0031	0,0014
<b>Novembre 2011</b>	0,0250	-0,0302	0,0118	-0,0012	-0,0153	0,0022
<b>Dicembre 2011</b>	-0,0032	0,0235	0,5972	0,0003	0,0153	0,0008
<b>Gennaio 2012</b>	0,0073	0,0160	-0,1770	0,0022	0,0194	-0,0028
<b>Febbraio 2012</b>	-0,0015	-0,0369	-3,2301	-0,0087	-0,0529	-0,0003
<b>Marzo 2012</b>	0,0178	-0,0343	0,0238	-0,0030	0,0135	-0,0059
<b>Aprile 2012</b>	0,0031	0,0058	0,1024	-0,0007	0,0112	-0,0028
<b>Maggio 2012</b>	0,0103	-0,0324	0,1245	0,0003	-0,0196	0,0008
<b>Giugno 2012</b>	-0,0045	0,0036	-0,6782	-0,0020	-0,0126	-0,0057
<b>Luglio 2012</b>	0,0166	0,0161	0,4691	0,0032	0,0150	-0,0019
<b>Agosto 2012</b>	0,0088	-0,0110	0,1018	0,0019	0,0151	0,0002
<b>Settembre 2012</b>	0,0047	0,0015	-0,5188	-0,0005	0,0133	-0,0047
<b>Ottobre 2012</b>	-0,0046	0,0095	-0,0353	-0,0016	-0,0018	0,0019
<b>Novembre 2012</b>	0,0121	0,0023	0,5610	0,0009	0,0117	0,0023

<b>Dicembre 2012</b>	0,0274	-0,0052	-0,1169	0,0004	0,0137	-0,0049
<b>Gennaio 2013</b>	0,0145	0,0102	0,5360	-0,0012	-0,0006	0,0023
<b>Febbraio 2013</b>	0,0233	0,0493	0,6814	0,0042	0,0138	-0,0051
<b>Marzo 2013</b>	-0,0112	0,0094	0,4653	0,0016	0,0090	0,0020
<b>Aprile 2013</b>	-0,0057	-0,0027	-0,1282	0,0010	-0,0020	-0,0045
<b>Maggio 2013</b>	-0,0007	-0,0016	0,3905	-0,0021	0,0052	-0,0005
<b>Giugno 2013</b>	-0,0111	0,0060	0,4058	0,0003	0,0011	-0,0062
<b>Luglio 2013</b>	0,0313	0,0088	0,2417	0,0003	0,0014	0,0016
<b>Agosto 2013</b>	0,0095	-0,0135	-0,9342	0,0007	0,0085	-0,0019
<b>Settembre 2013</b>	0,0134	0,0280	0,3733	0,0048	-0,0032	-0,0156
<b>Ottobre 2013</b>	0,0040	0,0009	0,1427	-0,0002	0,0034	0,0000
<b>Novembre 2013</b>	0,0102	0,0003	-0,5999	0,0039	0,0115	-0,0133
<b>Dicembre 2013</b>	0,0125	0,0354	1,0628	-0,0038	-0,0069	-0,0081

Per testare la significatività dei premi per il rischio stimati è stato effettuato un t-test per ciascuno di essi. La tabella 3.16 mostra per ogni serie storica la media, la deviazione standard, la statistica t (che, poiché l'ipotesi nulla è che il premio sia uguale a zero, è pari al rapporto tra la media e la deviazione standard) e il p-value sia a due code che ad una coda. Come si può ben notare l'unica variabile che risulta significativa è il premio per il rischio di mercato con un p-value ad una coda pari a 0,0306 e una media pari a 0,0045.

I valori dei risk premia indicano il rendimento addizionale di un titolo con beta pari ad uno. Ciò vale a dire che, ipotizzando la sola rilevanza del mercato come fattore di rischio, un titolo con un beta di mercato uguale ad uno ha avuto in media un premio per il rischio pari allo 0,45%. Anche se il premio sembrerebbe piuttosto esiguo, non bisogna dimenticare che, come tutti i dati utilizzati nell'analisi, è espresso su base mensile; se lo componiamo per i dodici mesi otteniamo un premio annuale pari al 5,5% circa.

I risultati ottenuti, piuttosto che supportare i modelli multifattoriali, non fanno altro che avvalorare la tesi del CAPM che individua nel premio per il rischio di mercato la sola variabile che incide sul rendimento dei titoli azionari.

**Tabella 3.16 Significatività dei premi per il rischio**

	<b>Media</b>	<b>Dev. Stand.</b>	<b>T-stat</b>	<b>P-value a due code</b>	<b>P-value a una coda</b>
$\lambda_{\text{FTSE}_350}$	0,0045	0,0183	1,9085	0,0612	0,0306
$\lambda_{\text{UN}}$	0,0017	0,0378	0,3441	0,7320	0,3660
$\lambda_{\text{Spread}}$	-0,0438	0,5708	0,5938	0,5549	0,2775
$\lambda_{\text{I}}$	-0,0005	0,0049	-0,7363	0,4645	0,2322
$\lambda_{\text{EXR}}$	0,0028	0,0278	0,7729	0,4427	0,2213
$\lambda_{\text{MPI}}$	0,0004	0,0080	-0,3743	0,7095	0,3548

In realtà non è sufficiente un'analisi del genere per smentire o confermare il CAPM. I motivi sono essenzialmente due:

- è difficile, per non dire impossibile, testare la validità del modello. Come già detto nel primo capitolo, il CAPM prende in considerazione il portafoglio del mercato, ossia un portafoglio efficiente ideale composto dalla totalità delle attività rischiose; nell'analisi svolta è stato considerato il FTSE 350 che è semplicemente un indice del mercato azionario ed è stato utilizzato come proxy dell'andamento dell'intero mercato.
- potrebbero esistere altri fattori di rischio che hanno un impatto sul rendimento dei titoli, che non sono stati considerati dal modello. La non significatività delle variabili incluse non permette di trarre la stessa conclusione per ogni altra variabile di tipo macroeconomico.

### **3.3 Risultati del modello di regressione con dati panel**

La seguente analisi è da considerarsi alternativa alla seconda fase di quella precedente. In questo caso, invece di “schiacciare” il tempo ed effettuare una singola regressione cross-section per ogni mese dei cinque anni, viene stimato un unico modello di regressione con dati panel. Poiché i beta utilizzati sono i medesimi per ogni mese di uno stesso anno, per ogni portafoglio è stato calcolato un rendimento mensile medio per ogni anno in modo da ottenere un panel di dati su cinque periodi (anni 2009, 2010, 2011, 2012 e 2013) e 20 unità sezionali. Il vantaggio di questo modello è che ci

permette di stimare l'eventuale presenza di effetti temporali e di effetti fissi.

La tabella 3.17 mostra i risultati del modello, tenuto conto di eventuali effetti fissi e delle *dummy* temporali. Il modello stimato tiene conto di errori standard HAC.

**Tabella 3.17 Risultati del modello di regressione con dati panel**

	<b>coefficiente</b>	<b>Dev. std.</b>	<b>T-stat</b>	<b>P-value a due code</b>
<b>const</b>	0,0162	0,0092	1,7556	0,0835
$\beta_{\text{FTSE}_{350}}$	0,0021	0,0056	0,3740	0,7095
$\beta_{\text{UN}}$	-0,0018	0,0031	-0,5899	0,5571
$\beta_{\text{Spread}}$	-0,0172	0,0206	-0,8347	0,4067
$\beta_{\text{I}}$	-0,0004	0,0004	-1,0809	0,2834
$\beta_{\text{EXR}}$	-0,0001	0,0014	-0,0994	0,9211
$\beta_{\text{MPI}}$	-0,0005	0,0013	-0,3890	0,6984
<b>dt_2</b>	-0,0045	0,0022	-2,0575	0,0434
<b>dt_3</b>	-0,0234	0,0039	-5,9906	0,0000
<b>dt_4</b>	-0,0034	0,0027	-1,2746	0,2067
<b>dt_5</b>	-0,0049	0,0036	-1,3713	0,1747
<b>R-quadro LSDV</b>		0,6295		
<b>R-quadro intra-gruppi</b>		0,5084		
<b>Test congiunto sui regressori</b>			P-value: 0,0000	
<b>Test per differenza intercette di gruppo</b>			P-value: 0,6496	
<b>Test congiunto sulle dummy temporali</b>			P-value: 0,0000	

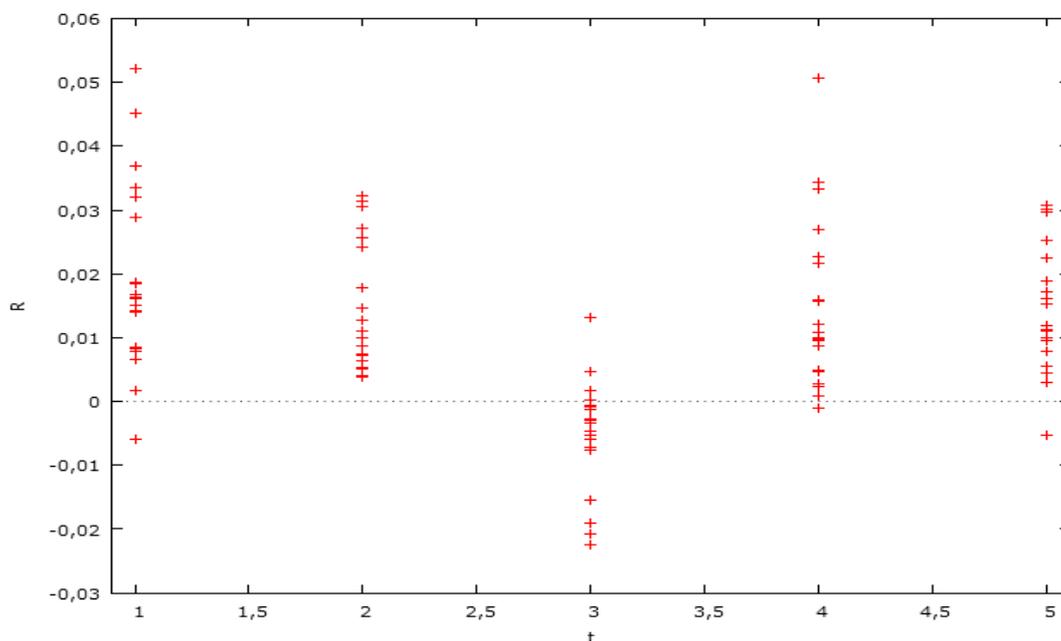
Le stime dei premi mostrate dalla tabella, eccetto che per il fattore mercato, sono tutte negative, cosa che a primo impatto potrebbe sembrare assurda. In realtà esse vanno interpretate in relazione al fattore di rischio a cui si riferiscono, in quanto la complessiva esposizione a qualsiasi fattore di rischio dovrebbe sempre tradursi in un rendimento maggiore. Ciò vuol dire che se l'elasticità dei rendimenti ad un fattore risulta negativa, il premio associato dovrà essere necessariamente negativo.

Per quanto riguarda il mercato, il beta dei titoli dovrebbe essere positivo (ossia il rendimento dei titoli dovrebbe essere positivamente correlato a quello del mercato) ragion per cui un premio per il rischio positivo è proprio quello che ci aspettiamo. Ragionamento inverso invece va fatto per il tasso di disoccupazione e lo spread, variabili rispetto alle quali i titoli dovrebbero mostrare un beta negativo. Per questo

motivo, a rigor di logica, anche il premio per il rischio associato dovrebbe risultare negativo. I risultati riguardanti le ultime tre variabili sono, invece, incoerenti con tale ragionamento; nonostante siano fattori che dovrebbero in teoria incidere in modo positivo, i relativi premi stimati sono negativi.

A prescindere dalla coerenza dei coefficienti stimati dal modello, i p-value riportati nell'ultima colonna della tabella dimostrano che nessuno dei premi stimati è statisticamente significativo, neppure il premio per il rischio di mercato che nell'analisi precedente mostrava un p-value decisamente basso (0,0306).

Risultati interessanti invece si hanno per quanto riguarda le dummy temporali; i p-value sono vistosamente più bassi rispetto a quelli delle altre variabili, e sono sotto lo 0,05 per le dummy  $dt\_2$  (variabile pari ad 1 per le osservazioni del 2010, 0 altrimenti) e  $dt\_3$  (variabile pari ad 1 per le osservazioni del 2011, 0 altrimenti). La figura 3.7 mostra come il rendimento dei portafogli si sia concentrato nell'intervallo tra lo 0% e il 3% nel secondo periodo (2010) e come invece sia risultato, quasi per tutti i portafogli, negativo nel terzo periodo (2011).

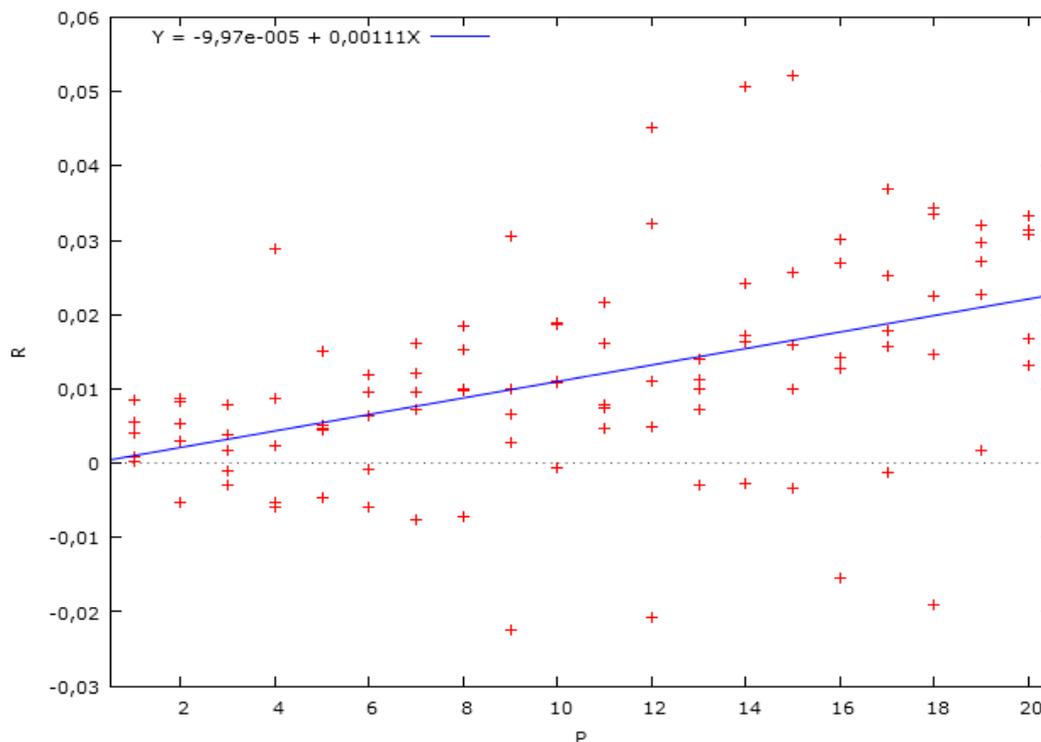


**Figura 3.7:** Rendimenti dei portafogli per anno

I rendimenti negativi del 2011 sono senza dubbio giustificati dall'aggiunta alla crisi

finanziaria scoppiata nel 2007 della crisi dei debiti sovrani che ha colpito principalmente i paesi europei. Non a caso i rendimenti più alti si sono verificati nel 2009 e nel 2011, ovvero negli anni successivi al manifestarsi delle due crisi; infatti prezzi bassi agli inizi dei periodi in questione hanno generato dei *capital gain* più cospicui.

I risultati della tabella 3.17 indicano l'assenza di effetti fissi significativi, ossia di variabili omesse diverse per ogni gruppo, ma costanti nel tempo. Infatti l'ipotesi nulla del test per la differenza delle intercette di gruppo è la presenza di un'intercetta comune e il p-value (0,6496) non permette di rigettarla. La figura 3.8 però, evidenzia l'esistenza della relazione tra il rendimento e la capitalizzazione di portafoglio, di cui si è già discusso in precedenza.

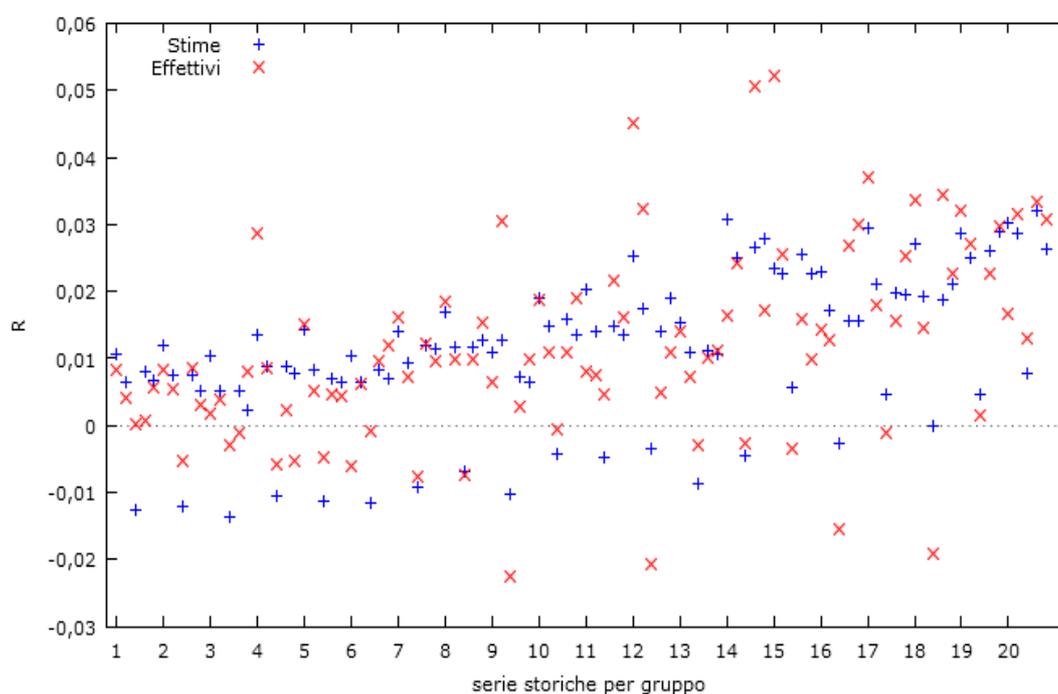


**Figura 3.8:** Rendimento mensile 2009-2013 per portafoglio

Il trend dimostra che i portafogli a più bassa capitalizzazione tendono a produrre rendimenti mediamente superiori. Tuttavia ciò non si scontra con l'assenza di effetti fissi

ipotizzata precedentemente in base ai risultati del test di significatività. Infatti i dati testimoniano che i portafogli meno capitalizzati tendono a performare meglio, ma al costo di una volatilità più alta e dunque che non generano rendimenti sistematicamente più alti o più bassi.

La bontà di adattamento del modello (0,6295) risulta abbastanza soddisfacente, indicando che il modello stimato coglie circa il 60% della variabilità della variabile indipendente. La figura 3.9 mette a confronto i valori stimati con quelli effettivi; eccetto alcuni casi, i primi sembrano essere abbastanza vicini ai secondi.

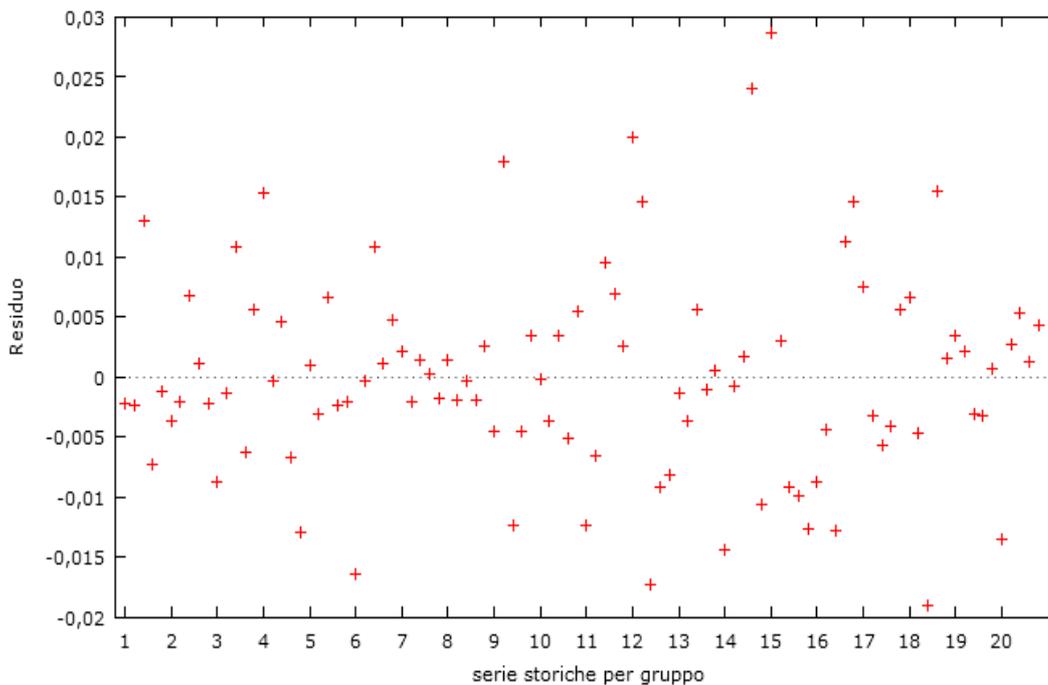


**Figura 3.9:** Valori stimati e valori effettivi

La riprova grafica del coefficiente di determinazione non eccessivamente elevato, invece, è data dal fatto che i valori effettivi tendono ad essere più dispersi rispetto ai valori stimati dal modello.

Un problema che spesso ricorre nelle stime dei modelli di regressione è l'eteroschedasticità dei residui; intuitivamente, se i residui seguono strutture o trend particolari vuol dire che non sono casuali e che quindi i regressori non hanno colta tutta la variabilità della variabile risposta. La figura 3.10 invece mostra una distribuzione

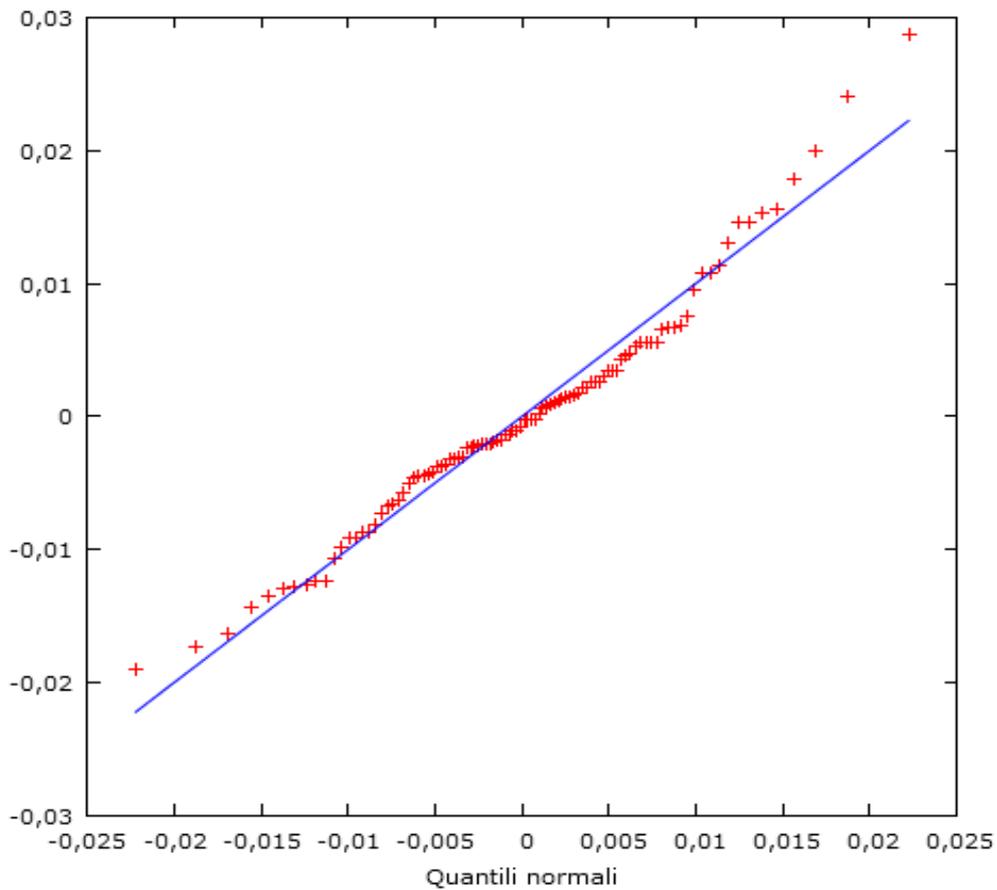
abbastanza casuale dei residui centrata su un valore approssimativamente pari a zero.



**Figura 3.10:** *Distribuzione dei residui*

La maggior parte dei residui si concentrano nell'intervallo  $(-0,01 ; 0,01)$ , indicando che la portata dell'errore che si commette considerando i valori stimati dal modello e nella maggioranza dei casi non superiore all'1%.

Infine il QQ plot dei residui nella figura 3.11 prova che i residui hanno una distribuzione che si avvicina a quella di una normale.



*Figura 3.11: QQ plot dei residui*

### **3.4 Confronto dei risultati**

Come si è visto le due procedure hanno portato a risultati sostanzialmente diversi. La tabella 3.18 riassume il tutto confrontando per ogni premio il valore stimato dai due modelli e l'esito del test di significatività. Inoltre, per quanto spiegato nel paragrafo precedente, è stato riportato nella prima colonna il beta medio dei rendimenti rispetto ad ogni fattore di rischio a cui i premi sono associati.

**Tabella 3.18 – Risultati a confronto**

	$\beta_M$	Fama MacBeth		Dati panel	
		Valore	Significatività	Valore	Significatività
$\lambda_{FTSE\_350}$	1,6603	0,0045	✓	0,0021	✗
$\lambda_{UN}$	0,2152	0,0017	✗	-0,0018	✗
$\lambda_{Spread}$	-0,0203	-0,0438	✗	-0,0172	✗
$\lambda_I$	1,2243	-0,0005	✗	-0,0004	✗
$\lambda_{EXR}$	0,3686	0,0028	✗	-0,0001	✗
$\lambda_{MPI}$	0,4834	0,0004	✗	-0,0005	✗

Tra tutti i premi, l'unico che risulta statisticamente significativo è il premio per il rischio di mercato stimato con il modello Fama Mac-Beth. La non significatività dei fattori di rischio considerati nel modello non è certamente un risultato esaltante, ma è comunque un dato che va interpretato e che può fornire degli importanti spunti di riflessione. La non rilevanza dei principali fattori macroeconomici, quali quelli impiegati nell'analisi, è molto probabilmente una conseguenza del fatto che i titoli britannici sono prezzati in base ai loro fondamentali piuttosto che in riferimento alla loro esposizione a fattori di rischio. In quest'ottica assume maggiore rilievo il *three-factor model* stimato da E. Fama e K. French nel 1996. Riprendendo quanto detto nel paragrafo 1.6, nell'articolo "Multifactor Explanation of Asset Prices Anomalies" i due studiosi mostrano gli stupefacenti risultati della stima di un modello basato su tre variabili indipendenti:

- il rendimento dell'indice di mercato azionario;
- la differenza di rendimento tra imprese a bassa ed alta capitalizzazione;
- la differenza di rendimento tra azioni con alto rapporto *book-to-market* e azioni con basso rapporto *book-to-market*.

Mentre riguardo la terza variabile non possiamo esprimerci in quanto l'analisi non comprende delle *proxy* adeguate, in merito alla seconda possiamo dire di avere dell'evidenza empirica. Più di una volta, difatti, la suddivisione dei titoli in portafogli ci ha permesso di notare come il grado di capitalizzazione sia una variabile che ha avuto un'incidenza sostanziale nel periodo considerato.

Per quanto riguarda le differenze tra i risultati delle due analisi, dalla tabella 3.18 si nota come il modello di regressione su dati panel tendi a ridurre il peso dei premi e quindi il loro impatto sui rendimenti; i valori assoluti dei coefficienti stimati, infatti, sono o pressoché simili (come nel caso del tasso di disoccupazione, del tasso di inflazione e della produzione industriale) o vistosamente meno elevati (come nel caso del FTSE 350, dello spread e del tasso di cambio). La causa di questo effetto è senza dubbio la considerazione degli effetti temporali sottolineati nel paragrafo 3.3. La significatività delle dummy temporali, segnalando la presenza di variabili costanti tra le unità ma diverse nei periodi, ci lascia ipotizzare che le stime del modello Fama-MacBeth risultino gonfiate per inglobare i valori delle suddette variabili omesse.

### 3.5 Confronto con il mercato italiano

Come è stato più di una volta ricordato, il presente lavoro si è sviluppato in parallelo al lavoro di tesi intitolato “Modello di pricing multifattoriale applicato al mercato azionario italiano: regressione Fama-MacBeth e per dati panel a confronto” del candidato Andrea Cantisani (matr. 169121), in cui la medesima analisi è stata condotta in riferimento ai titoli quotati presso la Borsa italiana.

La tabella 3.19 riporta i risultati delle due analisi ottenuti applicando il modello Fama-MacBeth.

**Tabella 3.19 – Metodo Fama-MacBeth: risultati a confronto**

	mercato italiano		mercato inglese	
	$\beta$ medio	$\lambda$ medio	$\beta$ medio	$\lambda$ medio
<b>FTSE</b>	0,498	0,0158	1,6603	0,0045
<b>SPREAD</b>	-0,048	-0,0750	-0,0203	-0,0438
<b>EXR</b>	0,08	0,0087	0,3686	0,0028
<b>I</b>	0,009	0,0058	1,2243	-0,0005
<b>UN</b>	-0,557	-0,0246	0,2152	0,0017
<b>MIP</b>	-0,015	0,0062	0,4834	0,0004

Dai risultati possiamo inferire che il premio per il rischio di mercato in Italia è circa dieci volte maggiore. Una possibile spiegazione risiede nella differente struttura dei due mercati: mentre il mercato inglese è tradizionalmente legato alle *public company*, società con un azionariato particolarmente diffuso, il mercato italiano si distingue per la predominanza di società con una ridotta quota di flottante. Questo fattore si intreccia con la nota inclinazione dell'investitore italiano a preferire titoli obbligazionari, con un grado di rischio minore, e richiedere rendimenti maggiori per l'investimento in titoli azionari. D'altro canto i dati mostrano che i titoli azionari italiani hanno in media un beta di mercato (0,498) vistosamente minore rispetto ai titoli britannici (1,6603); ciò vale a dire che nel periodo considerato, nonostante in Italia il rischio di mercato sia stato contenuto, è stato richiesto un premio piuttosto elevato, in media pari all'1,58% mensile (circa del 20% annuo). Questo dato è da legare alle forti turbolenze che hanno caratterizzato il nostro paese durante gli anni considerati nell'analisi. L'elevato grado di incertezza che ha travolto il mercato italiano durante la crisi finanziaria ha spinto gli investitori, più inclini al risparmio (anche in virtù di tassi di inflazione abbastanza contenuti), a richiedere premi maggiori. Un'altra importante considerazione va fatta con riferimento al modo in cui sono stati calcolati i rendimenti, ossia in termini di *capital gain* calcolando la differenza percentuale mensile di prezzo. Trattandosi di variazioni percentuali, è bene notare che, a seguito di ingenti variazioni negative, anche contenuti aumenti dei prezzi possono generare considerevoli *capital gain*. (e.g. Un investitore che compra a 100 un'azione che dopo un mese vale 10 registra una perdita del 90%. Se il mese successivo l'azione sale a 50 viene registrata un guadagno in conto capitale del 400%). La conseguenza di tutto ciò è che periodi di alta volatilità tendono a far lievitare i rendimenti medi, anche causando evidenti perdite in termini assoluti. In quest'ottica viene giustificato l'elevato premio per il rischio di mercato stimato analizzando gli andamenti dei titoli azionari italiani; ricordando che, come affermato anche dal CAPM, il premio per il rischio di mercato è pari alla differenza tra il rendimento del mercato e il rendimento di attività *risk free*, è facile capire come un aumento del rendimento medio di mercato dell'intero periodo di analisi porti alla determinazione di un premio maggiore.

La tabella 3.20 mostra invece il confronto tra i risultati scaturiti dall'applicazione del modello di regressione con dati panel.

**Tabella 3.20 – Dati panel: risultati a confronto**

	mercato italiano		mercati inglese	
	$\beta$ medio	$\lambda$ medio	$\beta$ medio	$\lambda$ medio
<b>FTSE</b>	0,498	-0,018	1,6603	0,0021
<b>SPREAD</b>	-0,048	0,0039	-0,0203	-0,0018
<b>EXR</b>	0,08	-0,0012	0,3686	-0,0172
<b>IN</b>	0,009	-0,0001	1,2243	-0,0004
<b>UN</b>	-0,557	0,0102	0,2152	-0,0001
<b>MIP</b>	-0,015	-0,0040	0,4834	-0,0005
<b>dt_2</b>		-0,0207		-0,0045
<b>dt_3</b>		-0,0491		-0,0234
<b>dt_4</b>		-0,0189		-0,0034
<b>dt_5</b>		0,0025		-0,0049

Come visto nel paragrafo 3.4, anche nell'analisi relativa al mercato italiano, i premi stimati attraverso il modello di regressione con dati panel risultano “sgonfiati” rispetto a quelli stimati con il metodo Fama-MacBeth. Il motivo è sempre la considerazione da parte del modello delle variabili binarie temporali, che assorbono gli effetti negativi legati ai periodi considerati. In particolare le dummy temporali sono negative per entrambi i mercati (eccetto la dummy riferita al 2013 per il mercato italiano) e largamente maggiori in valore assoluto per il mercato italiano.

## Conclusioni

In base all'analisi di correlazione condotta nella prima sezione del terzo capitolo le variabili maggiormente correlate con i rendimenti dei portafogli nel periodo 2006-2013 sono state la variazioni dell'indice di mercato, la variazione del tasso di cambio e la variazione della produzione industriale. In particolare, l'indice di mercato si è mostrato maggiormente correlato con i portafogli più capitalizzati, risultato assolutamente plausibile considerato che è stato utilizzato un indice di tipo value-weighted (FTSE 350).

Per quanto riguarda le stime dei premi per il rischio, i due modelli implementati hanno mostrato risultati abbastanza diversi, dovuti alla loro differente struttura. Il modello di regressione Fama-MacBeth ha individuato nel premio per il rischio di mercato l'unica stima significativa. Tale stima, 0,0045, indica che il premio riconosciuto su un titolo con un beta di mercato pari ad uno è stato dello 0,45% mensile, equivalente ad un premio annuale di circa il 5,5%. Tale risultato avvalorava il Capital Asset Pricing Model, nonostante sia bene ricordarsi i limiti difficilmente superabili che si pongono di ostacolo a dimostrazioni empiriche di tale modello teorico.

Il modello di regressione con dati panel, invece, mostra la non significatività dei premi stimati relativi a tutte le variabili indipendenti incluse nel modello. Inoltre le stime risultano evidentemente ridotte (in valore assoluto), dato da attribuire alla considerazione degli effetti temporali attraverso l'inclusione di variabili binarie legate ai periodi valutati. Le dummy temporali, risultando maggiormente significative (con un p-value pari a 0,0434 e 0,000 per le variabili riferite rispettivamente agli anni 2010 e 2011), indicano che la variazione dei rendimenti dei portafogli è spiegata in larga parte da variabili omesse uguali per tutti i portafogli ma variabili nel tempo. Nello specifico i dati dimostrano che nel 2011 si sono registrati gli effetti temporali maggiormente negativi, risultato spiegabile con lo scoppio della crisi dei debiti sovrani. D'altro canto dall'analisi è emersa l'assenza di effetti fissi individuali significativi.

La non rilevanza statistica dei premi legati alle variabili macroeconomiche impiegate segnala che i titoli del mercato britannico riflettono maggiormente analisi di tipo fondamentale. L'evidenza empirica mostra, difatti, che i portafogli a più bassa capitalizzazione in media hanno avuto rendimenti superiori, a scapito di una volatilità

decisamente più alta; la rilevanza della dimensione delle società trova conferma nel three-factor model teorizzato da E.Fama e K. French nel 1996.

Per quanto concerne il confronto con il mercato italiano, le stime del modello Fama-MacBeth evidenziano la maggiore consistenza del premio per il rischio di mercato riconosciuto sui titoli azionari italiani. I motivi di tale differenza sono essenzialmente due:

- la presenza nel mercato italiano di società con un flottante abbastanza limitato, determina una minore liquidità artificiale del mercato che si traduce nella richiesta di un premio maggiore;
- la maggiore volatilità del mercato italiano rispetto a quello inglese ha contribuito ad un rendimento medio del mercato nel periodo considerato maggiore, generando un premio maggiore (considerando la determinazione del premio per il rischio di mercato come differenza tra il rendimento del mercato e il rendimento delle attività risk free).

Infine, anche per il mercato italiano, il modello di regressione con dati panel, sottolinea la forte presenza di effetti temporali, negativi per la maggior parte del periodo valutato, in particolar modo per il 2011.

## Appendice A

Si considerino le seguenti equazioni per il calcolo del rendimento atteso e della deviazione standard di portafoglio:

$$E(r_p) = (1 - X)r_f + X E(r_i) \quad (1)$$

$$\sigma_p = \sqrt{X^2 \sigma_i^2} = X \sigma_i \quad (2)$$

Dalla seconda equazione otteniamo che la quota  $X$  investita nel titolo  $i$  è pari al rapporto tra la deviazione standard dei rendimenti di portafoglio e la deviazione standard dei rendimenti del titolo ( $\sigma_p / \sigma_i$ ). Sostituendo tale rapporto nella prima equazione otteniamo:

$$E(r_p) = \left(1 - \frac{\sigma_p}{\sigma_i}\right)r_f + \frac{\sigma_p}{\sigma_i} E(r_i) \quad (3)$$

Raccogliendo i termini a destra dell'equazione per  $\sigma_p / \sigma_i$  si ottiene l'equazione finale:

$$E(r_p) = r_f + \frac{E(r_i) - r_f}{\sigma_i} \sigma_p$$

## Appendice B

Sigla di borsa	Società	Capitalizzazione (mln £)
<b>PORTAFOGLIO 1</b>		
HSBA	HSBC	117968,14292237
BP.	BP	110587,647995463
RDSA	Royal Dutch Shell A	107266,004647805
VOD	Vodafone Group	70812,6424159635
GSK	GlaxoSmithKline	63749,870887695
RIO	Rio Tinto	47330,23003017
AZN	AstraZeneca	42497,19356064
BATS	British American Tobacco	41338,33013942
BLT	BHP Billiton	41182,76077104
BG.	BG Group	39066,118016775
<b>PORTAFOGLIO 2</b>		
TSCO	Tesco	33494,329346373
LLOY	Lloyds Banking Group	32541,867210752
BARC	Barclays	30821,024697365
AAL	Anglo American	30788,6768415
STAN	Standard Chartered	29194,19316528
SAB	SABMiller	26853,70597451
DGE	Diageo	26572,44992815
ULVR	Unilever	24537,0978328
RDSB	Royal Dutch Shell B	23602,214270923
RB.	Reckitt Benckiser Group	23365,48673624
<b>PORTAFOGLIO 3</b>		
IMT	Imperial Tobacco Group	20598,09648932
RBS	Royal Bank Of Scotland Group	18310,40607187
NG.	National Grid	15511,15954723
PRU	Prudential	14587,08000014
CNA	Centrica	13760,324639006
BA.	BAE Systems	12447,15030053
CRH	CRH	12355,1750106012
AV.	Aviva	10748,256582735
BT.A	BT Group	10640,646120704
BSY	British Sky Broadcasting Group	9351,415265665

---

**PORTAFOGLIO 4**

---

ANTO	Antofagasta	8665,68034905
MRW	Morrison Supermarkets	7602,549782702
WPP	WPP	7318,168736795
PERSON	Pearson	7172,232316285
ABF	Associated British Foods	6993,36
SHP	Shire	6919,06094821
VED	Vedanta Resources	6582,77450121
KAZ	Kazakhmys	6524,57972022
EXPN	Experian	6106,50831987
REL	Reed Elsevier	6061,85464

---

**PORTAFOGLIO 5**

---

SBRY	Sainsbury	5983,3693949
SN.	Smith & Nephew	5619,01386828
OML	Old Mutual	5536,440996084
MKS	Marks & Spencer Group	5533,636739424
RRS	Randgold Resources	4983,2362676966
KGF	Kingfisher	4972,827568929
LAND	Land Securities Group	4841,808875085
CCL	Carnival Corporation & plc	4835,32110425
CPI	Capita	4503,190576325
CNE	Cain Energy	4474,667275

---

**PORTAFOGLIO 6**

---

LGEN	Legal & General Group	4448,876128884
SL.	Standard Life	4378,546079974
WOS	Wolseley	3921,231729
SMIN	Smiths Group	3877,53201
BLND	British Land Co	3783,93169115
NXT	Next	3773,67186642
CWC	Cable & Wireless Communications	3687,851756688
UU.	United Utilities Group	3621,49837354
GFS	G4S	3562,72256714
SDR	Schroders	3432,84180976

---

**PORTAFOGLIO 7**

---

PFC	Petrofac	3330,793228
JMAT	Johnson Matthey	3144,9995324
ISAT	Inmarsat	3119,19373816
SGE	Sage Group	3097,468423188
ADM	Admiral Group	2997,2587073
TT.	TUI Travel	2903,47370999
BRBY	Burberry Group	2660,4594591
SVT	Severn Trent	2649,71962125
HMSO	Hammerson	2643,172983888
COB	Cobham	2638,7023481

---

**PORTAFOGLIO 8**

---

REX	Rexam	2625,087238147
IHG	InterContinental Hotels Group	2576,604206975
AMEC	Amec	2512,9705289
ARM	ARM Holdings	2487,092478487
WTB	Whitbread	2479,93910906
AGK	Aggreko	2449,27092951
IAP	ICAP	2426,861839232
HOME	Home Retail Group	2241,67609344
ITV	ITV	2197,358309315

---

**PORTAFOGLIO 9**

---

BNZL	Bunzl	2050,3416634
INVP	Investec	1999,117488606
AML	Amlin	1925,405370918
ITRK	Intertek Group	1920,4056289
BBY	Balfour Beatty	1820,383143418
TATE	Tate & Lyle	1812,794705589
PNN	Pennon Group	1800,605996595
GKN	GKN	1785,307001472
FGP	FirstGroup	1778,788874544
MGGT	Meggitt	1763,932196164
IMI	IMI	1754,0021224

<b>PORTAFOGLIO 10</b>		
LSE	London Stock Exchange Group	1747,46856797
CPW	Carphone Warehouse Group	1736,5129329
EZJ	Easyjet	1666,151297982
WEIR	Weir Group	1629,54810112
ASHM	Ashmore Group	1586,57415
HAS	Hays	1539,206523804
TPK	Travis Perkins	1531,35404015
DRX	Drax Group	1500,27919568
IGG	IG Group Holdings	1453,997565732
LAD	Ladbrokes	1418,399320368
<b>PORTAFOGLIO 11</b>		
WMH	William Hill	1393,69708286
ADN	Aberdeen Asset Management	1370,69468932
BHMG	BH Macro Ltd. GBP Shares	1368,3382511392
DLN	Derwent London	1317,4512931
PSN	Persimmon	1308,485912292
BAB	Babcock International Group	1284,385313685
HSX	Hiscox Ltd (CDI)	1281,81046074
PFG	Provident Financial	1245,43023797
INCH	Inchcape	1229,245810596
CGL	Catlin Group Ltd.	1218,213364781
<b>PORTAFOGLIO 12</b>		
FXPO	Ferrexpo	1204,913618674
CLLN	Carillion	1179,948793824
MLC	Millennium & Copthorne Hotels	1175,86314032
MAB	Mitchells & Butlers	1129,35967095
PMO	Premier Oil	1192,347936
CEY	Centamin (DI)	1086,2007884525
BKG	Berkeley Group Holdings (The)	1078,857464
HSV	Homeserve	1063,04887416
HIK	Hikma Pharmaceuticals	1040,142728325
IDOX	Idox	1031,56763762

**PORTAFOGLIO 13**

---

CRDA	Croda International	1022,8047738
HGG	Henderson Group	1005,469293675
JLT	Jardine Lloyd Thompson Group	1001,912702282
CBG	Close Brothers Group	996,79999815
GNK	Greene King	956,89323596
DLAR	De La Rue	955,2978939
BRWM	BlackRock World Mining Trust	914,01077248
BVIC	Britvic	913,861880002
BWY	Bellway	896,03272976
GPOR	Great Portland Estates	879,542338727

---

**PORTAFOGLIO 14**

---

HLMA	Halma	869,15279563
DEB	Debenhams	868,594251825
BGEO	Bank of Georgia Holdings	843,587102999
MRO	Melrose Industries	833,457854825
SHB	Shaftesbury	857,65321246
AFR	Afren	804,59057037
HFD	Halfords Group	797,604474802
MTO	Mitie Group	796,13725968
ECM	Electrocomponents	771,218
LRE	Lancashire Holdings Limited	770,436798705

---

**PORTAFOGLIO 15**

---

AVV	Aveva Group	736,86324348
MNKS	Monks Inv Trust	725,702072673
DNLM	Dunelm Group	718,2
HTG	Hunting	717,43023008
BBA	BBA Aviation	694,975250255
BOK	Booker Group	683,750301444
PFL	Premier Farnell	655,6067874
BHGG	BH Global Ltd. GBP Shares	642,0907735871
IMG	Imagination Technologies Group	636,100257837
BWNG	Brown (N.) Group	619,47665364

---

---

**PORTAFOGLIO 16**

---

ETI	Enterprise Inns	603,985170215
FCPT	F&C Commercial Property Trust Ltd.	602,955784658
ATK	Atkins (WS)	598,03925405
GOG	Go-Ahead Group	575,96942522
BEZ	Beazley	557,985989676
GRI	Grainger	541,52002035
GSS	Genesis Emerging Markets Fund Lt..	538,36764634
GFTU	Grafton Group Units	537,0226312442
ERM	Euromoney Institutional Investor	535,001348489
FEV	Fidelity European Values	531,63324604

---

**PORTAFOGLIO 17**

---

BVS	Bovis Homes Group	529,87406426
JMG	JPMorgan Emerging Markets Inv Tr..	521,3498811375
MARS	Marston's	501,3757233185
BABS	BlueCrest AllBlue Fund Ltd. GBP ..	474,5052638231
CCC	Computacenter	454,77966024
BTG	BTG	450,411003504
DCG	Dairy Crest Group	446,848025072
FDSA	Fidessa Group	444,0379152
DJAN	Daejan Holdings	433,743
PAG	Paragon Group Of Companies	411,89264064

---

**PORTAFOGLIO 18**

---

BYG	Big Yellow Group	411,39281925
GNS	Genus	402,588492
KLR	Keller Group	400,49053125
DTY	Dignity	395,52519814
888	888 Holdings	377,679248798
HGM	HIGHLAND GOLD MINING	368,86346297
KIE	Kier Group	356,98699696
DNO	Domino Printing Sciences	352,247241163
PIC	Pace	368,918662849
ITE	ITE Group	337,15474672

---

**PORTAFOGLIO 19**

---

FENR	Fenner	326,295644143
BOY	Bodycote	323,184849507
DPH	Dechra Pharmaceuticals	313,786710906
BRW	Brewin Dolphin Holdings	311,627702496
BAG	Barr (A.G.)	307,296
NTG	Northgate	288,766170648
JD	JD Sports Fashion	284,27162626
KCOM	KCOM Group	280,6210029075
HRI	Herald Inv Trust	277,12649328
PAY	PayPoint	271,21249188

---

**PORTAFOGLIO 20**

---

IRV	Interserve	264,734017572
GFRD	Galliford Try	258,03361965
GNC	Greencore Group	239,38143926
FSJ	Fisher (James) & Sons	229,4165406
ELM	Elementis	227,68304748
CINE	Cineworld Group	222,50276913
DPLM	Diploma	202,132605675
PDL	Petra Diamonds Ltd.(DI)	179,2509954
IPO	IP Group	145,1693397
OXIG	Oxford Instruments	122,52603

## **Bibliografia**

Bilson, C., Brailsford, T., Hooper, V.J., (1999). "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". Michael C. Jensen, *Studies In the Theory of Capita Markets*, Praeger Publishers Inc, New York.

Blume, M.E. (1975). "Betas and their Regression Tendencies", *The Journal of Finance*, 30, 785-795

Blume, M.E. (1979). "Betas and their Regression Tendencies: some further evidence" *The Journal of Finance*, 34, 265-267

Chen N.F., Roll, R., Ross, S.A. (1986). "Economic Forces and The Stock Market", *Journal of Business*, 59, 383-403

Connor, G., Korajczyk, R.A. (1993). "The Arbitrage Pricing Theory and Multifactor Models of Asset Returns". Handbooks in *Operations Research and Management Science*, Vol. 9.

Fama, E.F., MacBeth, J.D. (1973). "Risk, Return, Equilibrium: Empirical Tests", *The Journal of Political Economy*, 81, 607-636.

Fama, E.F., French, K.R. (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance*, 47, 427-465.

Fama, E.F., French, K.R. (1996). "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *Journal of Finance*, 51, 55-84.

Fama, E.F., French, K.R. (2004). "The Capital Asset Pricing Model: Theory and

Evidence”, *Journal of Economic Perspective*, 18, 25-46.

Fama, E.F., French, K.R. (2012). “Size, Value, and Momentum in International Stock Returns”, *Journal of Financial Economics*, 105, 457-472.

Gay, Robert D., Jr. (2008). “Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Return for Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India and China”, *International Business & Economics Research Journal*, 7, 3.

Maior, P., Santa-Clara, P. (2012). “Multifactor Models and their Consistency with the ICAPM”, *Journal of Financial Economics*, 106, 586-613.

Pomante U., *Economia del mercato mobiliare*, cap. 9, Milano, Egea, 2013

Rosenberg, B. (1981). “The Capital Asset Pricing Model and the Market Model”, *The Journal of Portfolio Management*, 7, 5-16

Rosenberg, B., Guy, J. (1975). “The Prediction of Systematic Risk”. University of California, Berkeley: Institute of Business and Economic Research.

Ross, S.A. (1976). “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”, *Journal of Economic Theory*, 13, 341-360

Saita F., *Economia del mercato mobiliare*, cap 10-11, Milano, Egea, 2013

Zhu, B. (2012). “The Effects of Macroeconomic Factors on Stock Return of Energy Sector in Shanghai Stock Market”, *International Journal of Scientific and Research Publications*, 2, 11.

## **Ringraziamenti**

Il primo e più sentito ringraziamento va senz'altro ai miei genitori per la costante fiducia e per avermi insegnato il giusto equilibrio tra umiltà e ambizione. Poi vorrei ringraziare le mie sorelle, Lilla e Manu, per i previdenti consigli di chi ha più esperienza. Ringrazio Andrea, fedele amico prima che collega, con cui ho condiviso gran parte della mia vita universitaria, che mi ha insegnato quanto sia importante la condivisione dello studio quando è sostenuta da reciproca ammirazione e rispetto. Ringrazio i miei amici Tonino, Mattia e Alessandro per la sincera stima, più che ricambiata, e l'autentico affetto che mi hanno sempre mostrato e i miei amici di sempre Piero, Antonino, Lorenzo e Danilo per la loro amicizia pura e incondizionata. Infine, ma non per importanza, un particolare ringraziamento va alla professoressa Livia De Giovanni per l'infinita e sorprendente disponibilità che mai pensavo di poter trovare in un docente universitario e alla professoressa Gabriella Foschini per la delicata gentilezza con cui ci ha più volte ricevuto e per i suoi preziosi consigli.