

GLI STILI DI INVESTIMENTO NEL MERCATO AZIONARIO EUROPEO

Monica Billio

Università Ca' Foscari e GRETA, Venezia

Roberto Casarin

GRETA, Venezia

Claire Mehu

CREST, Parigi

Domenico Sartore

GLI STILI DI INVESTIMENTO NEL MERCATO AZIONARIO EUROPEO

I.1 - Introduzione al concetto di stile azionario

Lo *stile azionario* può essere definito come un gruppo di titoli azionari che hanno caratteristiche e rendimenti simili, riconosciuti da ampi gruppi di investitori. Le caratteristiche a cui si fa riferimento sono gli indicatori fondamentali di ciascun titolo : Price/Cash Flow (P/CF), Price/Earning (P/E), Price/Book Value (P/BV), Dividend Yield (DY), Return On Equity (ROE), Earning Growth (EG), Beta, Capitalisation.

Il concetto di *stile azionario* si diffonde negli Stati Uniti d'America negli anni '80 presso gli investitori istituzionali ed assume un ruolo centrale nella gestione attiva del portafoglio. Per poter realizzare delle strategie di gestione attiva (per esempio rotazione degli stili, ribilanciamento del portafoglio, intersezione degli stili) basate sugli stili azionari è necessario individuare preventivamente i titoli appartenenti a ciascuno stile e studiarne il comportamento economico. Gli obiettivi del presente lavoro sono la costruzione dei portafogli di stile a livello europeo, il calcolo dei rendimenti di stile e lo studio delle relazioni economiche esistenti tra stili azionari e variabili macroeconomiche e di macromercato.

Questa analisi economica è una fase preliminare al processo di investimento e consente di creare una disciplina di allocazione del portafoglio tra i diversi stili, e fornisce degli strumenti economici e previsivi che permettono di motivare le strategie di investimento adottate.

I.2 - I dati disponibili per la realtà finanziaria europea

Non esistendo un mercato azionario regolamentato a livello europeo, si è fatto riferimento ad un mercato "ideale" costituito dai principali titoli provenienti dalle borse dei diversi paesi europei. In particolare si è considerato l'universo MSCI 15 (Morgan Stanley Capital International per 15 mercati finanziari europei) del database Datastream. Si tratta di 561 titoli azionari per ogni uno dei quali disponiamo dei prezzi mensili dal 30/12/1988 al 31/03/1998. Da questi prezzi sono stati calcolati i rendimenti "puri", cioè derivanti dalle variazioni logaritmiche dei prezzi :

$$R_{it} = \log\left(\frac{P_{it}}{P_{i(t-1)}}\right), \text{ con } t = 2, \dots, 112 \text{ ed } i = 1, 2, \dots, 561$$

R_{it} : rendimento puro per il mese t del titolo i-esimo ;

P_{it} : prezzo azionario per il mese t del titolo i-esimo ;

$P_{i(t-1)}$: prezzo azionario per il mese t-1 del titolo i-esimo.

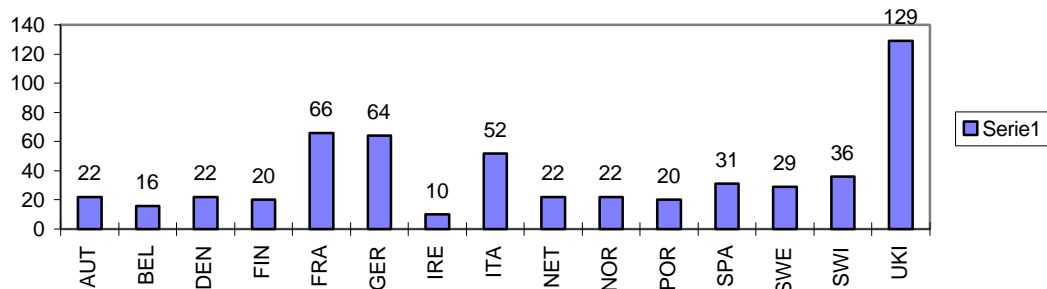
Osserviamo che i rendimenti puri non sono quindi comprensivi dei dividendi. La scelta di escludere i dividendi dal calcolo di rendimento è obbligata visto il ritardo con cui l'informativa di bilancio viene resa disponibile, soprattutto quando si parla di dati raccolti a livello europeo.

Per il calcolo degli excess returns dei portafogli di stile, il benchmark di riferimento a livello europeo è l'indice MSCI-15. Anche per esso viene calcolato il rendimento in termini di differenze logaritmiche, nel modo sopra indicato. Nel graf.I.1 viene descritto l'universo MSCI-15 indicando il numero di titoli considerati per ciascun paese. Osserviamo sin da ora, la presenza di un rilevante numero di titoli del mercato inglese, circa 23% dell'universo titoli, perché questo spiega anche le forti relazioni statistiche tra i portafogli di stile e le principali

variabili macroeconomiche della Regno Unito.

Graf. I.1

Numero di titoli azionari per ogni paese



L'universo titoli analizzato viene descritto qui di seguito anche alla luce dei diversi valori fondamentali considerati.

Per ogni titolo sono stati considerati dati fondamentali (fonte OECD), con frequenza semestrale, per il periodo 30/06/1988 - 31/12/1997. La prima serie di micromercato è quella degli Earnings per Share (EPS), dalla quale viene ricavato l'Earnings Growth nel seguente modo :

$$EG_{it} = \frac{EPS_{it} - EPS_{i(t-1)}}{EPS_{it}} \text{ con } t = 2,3,\dots,19 \text{ ed } i = 1,2,\dots,561$$

EPS_{it} : Earnings per Share riferiti al semestre t ed al titolo i-esimo ;

$EPS_{i(t-1)}$: Earnings per Share riferiti al semestre t-1 ed al titolo i-esimo ;

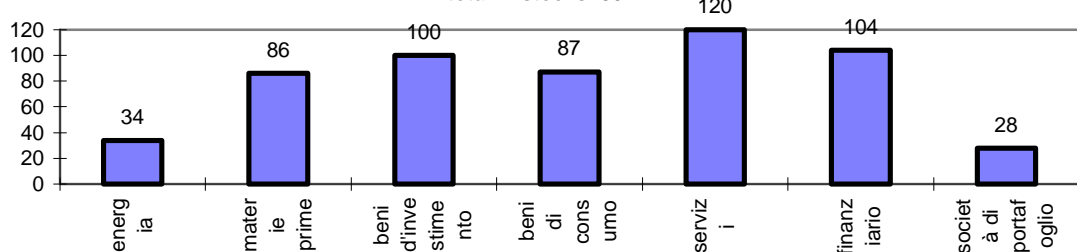
EG_{it} :Earnings Growth riferito al semestre t ed al titolo i-esimo.

Si considera inoltre la serie del Market Value (capitalizzazione di mercato), che verrà utilizzata per costruire portafogli market weighted, e che dà una dimensione economica dell'universo titoli considerato. La tabella 1 evidenzia le capitalizzazioni totali, ed il range della variabile. La dimensione dell'universo MSCI è chiaramente inferiore a quella del mercato statunitense, ma risulta apprezzabile il fatto che i titoli a maggiore capitalizzazione non superino il 3,46% del valore totale di mercato, dato che dimostra un sufficiente grado di diversificazione nel mercato europeo. Il graf. I.2 presenta invece la composizione settoriale dell'universo MSCI. Si osserva la forte presenza del settore finanziario e dei servizi, che induce ad escludere questi settori dall'analisi condotta con il criterio P/CF.

Graf. I.2

Sector composition

total n. stocks: 561



Vengono infine utilizzate le serie MSCI relative a Price to Earnings (P/E), Price to Cash Flow (P/CF), Price to Book Value (P/BV), Dividend Yield (DY), Returns On Equity (ROE)

ed infine Market Beta. Esse sono alla base dei criteri di costruzione dei portafogli di stile. In base alla esperienza acquisita si è ritenuto opportuno eliminare, durante la creazione dei portafogli, quei titoli con valori del P/E superiori a 100, o inferiori a 0 perché non ritenuti significativi.

I.3 - Una metodologia per la costruzione dei portafogli di stile

Nella creazione dei portafogli di stile è necessario sottostare a delle condizioni sulla utilità delle quali la maggior parte degli studiosi sembra essere d'accordo. Una prima condizione è la *identificabilità*, cioè la performance dei titoli appartenenti a ciascun style portfolio deve essere simile a quella degli altri titoli di quel portafoglio. Per questa ragione la metodologia sviluppata in seguito considera dei portafogli "puri", cioè composti da titoli con caratteristiche di stile marcate. Si tratta dei portafogli di 1° e di 5° quintile.

La condizione di *regolarità* impone, che la performance degli equity style sia regolare e non casuale cosa che verrà verificata nel corso dello studio. Per una applicazione degli stili di investimento nella gestione attiva del portafoglio è di grande importanza la condizione di *semplicità*, secondo la quale solo un numero limitato di stili chiaramente definiti, può essere efficacemente ricercato in un mercato azionario. Troviamo ancora la condizione di *consistenza* degli stili, secondo cui i titoli appartenenti ad uno style portfolio devono essere relativamente stabili rispetto a questa classificazione. Quest'ultimo aspetto viene considerato nel presente lavoro, con grande interesse, perché consente di capire la effettiva realizzabilità di investimenti di stile, reiterati nel tempo. La variabile che quantifica la consistenza è il *tasso di turn over*. E' evidente che qualora tale tasso sia troppo elevato, a causa dei costi di gestione del portafoglio, non sarebbe più conveniente investire con tecniche di stile azionario. La condizione di *attribuibilità* implica che la performance di ogni portafoglio possa essere descritta in termini di combinazioni di equity style. Questa condizione, ben nota in letteratura a coloro che hanno studiato o applicato la style analysis¹, vorrebbe che tutti gli investitori scegliessero titoli dell'universo MSCI ; oppure che tale universo fosse comprensivo di tutti i titoli negoziati, e non negoziati, nei mercati finanziari ufficiali. Si osserva, per contro, che l'universo MSCI comprende quei titoli europei in grado di ben approssimare l'andamento dei mercati ufficiali dei rispettivi paesi di provenienza, e si è ritenuto che ciò consentisse di soddisfare in modo approssimato anche la condizione di attribuibilità.

La condizione di *universalità* richiede che tutti i titoli debbano essere classificabili sulla base di almeno uno dei criteri di stile. Infine si menziona la condizione di *esclusività*, una delle più dibattute in letteratura. Vi sono a proposito, due scuole di pensiero² che adottano diversi criteri per la costruzione dei portafogli : classificare i titoli sulla base di una variabile fondamentale (generalmente il P/B detto anche B/M, cioè Book Value to Market Value) oppure sulla base di un ampio insieme di criteri. Il primo modo di classificazione viene adottato dalla Frank Russell Company da Standard & Poor's / BARRA, e consiste nel ordinare i titoli in modo crescente rispetto all'indicatore fondamentale, e nel ripartirli in due classi, mutuamente esclusive, e che rappresentino ognuna il 50% dell'universo titoli in termini di valore di mercato (Market Value). Il secondo modo di procedere, che viene

¹ La style analysis è una tecnica di assegnazione sistematica di uno stile azionario, o di un mix di stili azionari, ad un investitore. Essa si basa sul confronto del rendimento del portafoglio gestito, con un numero di indici di stile predefinito.

² Cfr. M. R. Brown e C. E. Mott [1995].

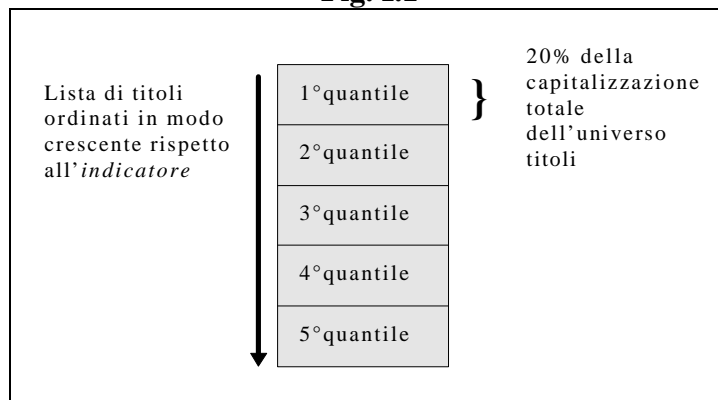
utilizzato dalla Whilshire Associates e da Prudential Securities, consiste nel ordinare i titoli in modo crescente rispetto ad ognuno dei fattori fondamentali a disposizione, nel ripartire la lista ordinata in centili e nel considerare i titoli appartenenti al primo 10% e all'ultimo 10%. Naturalmente se l'indicatore fondamentale è il ROE, il primo 10% individua titoli value e l'ultimo 10% titoli growth, mentre se l'indicatore è il Dividend Yield, il primo 10% individua titoli growth e l'ultimo 10% titoli value. In questo modo non si esclude che un titolo azionario classificabile come value secondo un criterio (es. P/BV), possa risultare non value o addirittura growth secondo un altro criterio (es. P/CF).

Non si è ritenuto opportuno imporre alcuna condizione di esclusività seguendo le motivazioni di Schwob e Golya [1997] secondo i quali un titolo azionario od un fondo gestito possono essere classificati in più stili proprio per le caratteristiche intrinseche rispettivamente dell'azienda e degli investimenti effettuati.

Inoltre studi economici condotti da Goldman Sachs per il mercato statunitense dimostrano che l'origine degli extra-rendimenti degli stili di investimento value e growth derivano proprio dalla presenza di imprese che hanno sia spiccate caratteristiche di crescita (es. : high ROE) sia spiccate caratteristiche di valore (es. : low P/E).

I 561 titoli dell'universo MSCI sono stati quindi ordinati in modo decrescente rispetto a ciascun criterio. La lista è stata poi ripartita in cinque quantili con riferimento al valore di mercato dei titoli. La seguente figura rappresenta il procedimento utilizzato.

Fig. I.1



I.4 - Gli indici di stile

Una volta formati per ciascun semestre, dal 30/06/1988 al 31/12/1997, i portafogli di stile, ne sono stati calcolati i rendimenti mensili. Questi vengono denominati *equity style indexes* e sono stati costruiti secondo diverse configurazioni. Il primo tipo di indice è l'*absolute weighted return index*, che risulta dalla media pesata dei rendimenti mensili dei titoli di ciascun portafoglio, con pesi dati dalla capitalizzazione di mercato di ciascun titolo :

$$SI_{wt} = \frac{\sum_i^{N_p} (R_{it} \cdot W_i)}{\sum_i^{N_p} W_i}, \text{ con } i = 1, 2, \dots, N_p \text{ e con } t = 1, 2, \dots, 112$$

SI_{wt} : Style Index mensile, pesato per il valore di mercato di ciascun titolo ;

W_i : peso della media ponderata, dato dal valore di mercato (Market Value) del titolo i -esimo ;

R_{it} : rendimento del titolo i -esimo per il mese t -esimo;

N_p : numerosità del portafoglio di stile di cui si calcola il rendimento.

L'indice di stile pesato, è sfortunatamente soggetto alla distorsione generata dalla capitalizzazione dei titoli. Per questo in letteratura viene suggerito un altro indice detto *equally weighted index* in cui ciascun titolo ha lo stesso peso nella media mensile dei rendimenti. Inoltre i portafogli di stile vengono costruiti ordinando l'insieme titoli in base ad un indicatore fondamentale e poi ripartita in quantili in base al numero di titoli (e non più in base alla capitalizzazione cumulata). L'indice viene poi così calcolato :

$$R_{EWt} = \frac{\sum_{i=1}^{N_p} R_{it}}{N_p}, \text{ con } i = 1, 2, \dots, N_p \text{ e con } t = 1, 2, \dots, 111$$

R_{EWt} : rendimento dell'indice equally weighted per il mese t -esimo ;

R_{it} : rendimento del titolo i -esimo per il mese t -esimo ;

N_p : numerosità dei titoli del portafoglio di stile considerato.

A questi due indici corrispondono anche due diverse strategie di investimento. Un indice pesato in base alla capitalizzazione corrisponde ad una strategia *buy-and-hold*, e l'aumento del valore di un titolo ne provoca un maggior peso nel portafoglio di stile. Un indice equally weighted corrisponde invece alla strategia detta di *rebalancing*.

Un modo di procedere approssimativo, ma frequentemente utilizzato dai gestori, è quello di fare riferimento alla capitalizzazione di mercato dei titoli e di investire in essi in base a questo parametro.

Altre motivazioni sottendono questa scelta³, difatti gli indici market-weighted consentono il confronto delle performance con quelle degli indici del mercato azionario europeo (indici MSCI ed FT) che sono tutti market-weighted. Inoltre gli indici weighted consentono di prendere in considerazione un ampio campione di titoli senza che l'effetto Small-size domini i risultati in termini di rendimenti. Ultima, ma non meno importante, è la possibilità offerta esclusivamente dagli indici weighted, di operare aggiustamenti per settori o per paese sugli indici stessi (per i cd. *Sector or Country Adjusted index*).

Lavorando in ambito europeo, è stata considerato opportuno un aggiustamento per paese. Il Country Adjusted index è costruito normalizzando rispetto a ciascun paese, l'indicatore fondamentale e riordinando successivamente i titoli in base all'indicatore fondamentale normalizzato.

Per ogni semestre si ha :

$$IFS_{ki} = \frac{IF_{ki} - \overline{IF}_k}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N_k} \frac{1}{N_k} (IF_{ki} - \overline{IF}_k)^2}} \text{ con } k = 1, 2, \dots, 15$$

IF_{ki} : è l'indicatore fondamentale (P/B, P/CF, ...) per il paese k -esimo per il titolo i -esimo ;

³ R. Schwob [1997].

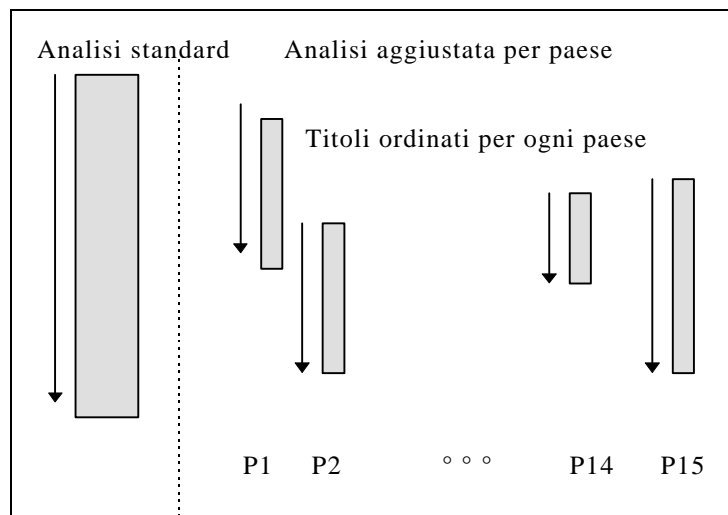
$\overline{IF}_k = \frac{1}{N_k} \times \sum_i^{N_k} IF_{ki}$: è la media dell'indicatore fondamentale per tutti i titoli del paese k-

esimo ;

N_k : numero di titoli appartenenti al paese k-esimo.

Utilizzando questa tecnica, detta degli *scores* del fattore fondamentale, si tiene conto della posizione che ogni titolo assume rispetto ai titoli del proprio paese. In base a queste posizioni relative, i 561 vengono ordinati in modo decrescente. In questo modo il confronto tra i titoli viene depurato dalla distorsione causata dalla differente dimensione (rispetto a ciascun fattore) dei 15 mercati europei. La fig. I.2 mostra il procedimento di aggiustamento del portafoglio, che può essere applicato anche per settori economici. Il comportamento dei portafogli viene espresso in termini di rendimenti mensili, ma per studiare la relazione tra i portafogli e le principali variabili macroeconomiche sono stati utilizzati i rendimenti cumulati. Il cumulo dei rendimenti è calcolato sia con una tecnica di *expanding-window*, cioè considerando tutti i rendimenti passati e quello del mese corrente, sia con una tecnica di *rolling-window*, cioè considerando tutti i rendimenti riferiti agli ultimi 36 mesi, incluso il mese corrente. Questa ultima tecnica viene suggerita in letteratura per individuare il comportamento degli stili azionari nel breve periodo. La motivazione risiede nella necessità di considerare un periodo sufficientemente ampio per individuare chiaramente il comportamento degli stili, che nel lungo periodo tendono al rendimento medio di mercato, mentre una finestra più corta non consentirebbe di individuare il comportamento degli stili a causa della alta variabilità che caratterizza i rendimenti azionari.

Fig. I.2



I rendimenti assoluti cumulati sono stati calcolati in base alla seguente formula :

$$CAR_T = \prod_{t=1}^T (1 + SI_t) - 1 \text{ con } T = 1, 2, \dots, 111$$

SI_t : rendimento dell'indice di stile per il mese t-esimo.

E' stato inoltre calcolato, ed a questo si farà riferimento nel prosieguo, l'indice di rendimento in eccesso rispetto al rendimento di mercato. Esso viene definito *excess return* rispetto al benchmark di riferimento, che per l'Europa è l'indice MSCI-15, e viene così calcolato :

$$CER_T = \prod_{t=1}^T (1 + (SI_t - R_{bench,t})) - 1 \text{ con } T = 1, 2, \dots, 111$$

SI_t : rendimento dell'indice di stile per il mese t-esimo ;

$R_{bench,t}$: rendimento del benchmark per il mese t-esimo.

I.5 - I Risultati ottenuti sui portafogli di stile

Dai grafici 3-10, presentati in appendice a questo capitolo, si evince un comportamento comune tra i rendimenti dei portafogli "Low (1st quintile)P/B", "Low P/E", "Low P/CF", "High (5th quintile) DY", "Low ROE", "Low EG". I portafogli *value*, sono comunemente costruiti soltanto sulla base dei primi quattro criteri indicati, essendo considerati, i rimanenti due, solo come criteri che individuano titoli a basso contenuto di crescita. Pattern simili si osservano anche tra i portafogli "High P/B", "High P/E", "High P/CF", "Low DY", "High ROE", "High EG". I portafogli *growth* sono generalmente costruiti sulla base degli ultimi due criteri, essendo i primi quattro considerati come indicatori dei titoli a basso contenuto di valore.

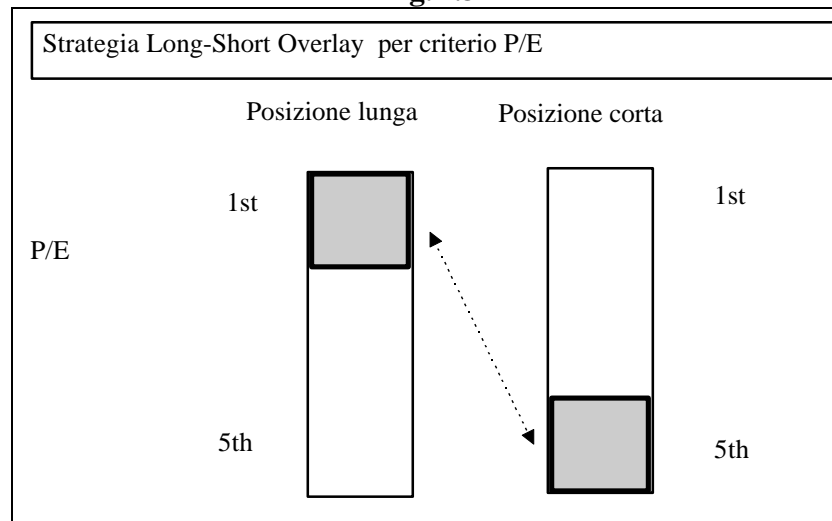
Un altro elemento caratterizzante i portafogli di stile, e che rimane una costante in tutti i risultati di questa analisi sugli stili di investimento, è l'esistenza di una contrapposizione, in termini di rendimenti, tra stili *growth* e *value* ; tra stili *small* e *large* ed infine tra stile *difensivo* ed *aggressivo*. La contrapposizione diviene netta, quando si considerano il primo ed il quinto quantile di ogni indicatore fondamentale. Questo avviene perché si tratta di portafogli con caratteristiche pure. Essi sono tendenzialmente costituiti da azioni con sole caratteristiche di crescita (*growth*) o con sole caratteristiche di valore (*value*), da azioni di imprese a capitalizzazione estremamente bassa (*small*) o da azioni a capitalizzazione estremamente alta (*large*) rispetto a quella di mercato.

L'analisi è condotta con un indice cumulato per 36 mesi (*CER-36*), in quanto esso mostra questi comportamenti con maggiore chiarezza. La ottimale dimensione della finestra mobile (*Moving window size*), che gli studi già esistenti in materia indicano essere di 3 anni, consente di affermare con certezza, l'esistenza di stili azionari per il mercato europeo.

Dalle statistiche descrittive (tab. 4) relative al CER-36, risulta con maggiore chiarezza, che i rendimenti in eccesso sono significativamente diversi da zero ad un livello di significatività del 1%. La t-statistica assume valori come -39,24 per 3rd BETA, -19,33 per 4th P/B, -26,93 per 2nd P/CF, -28,16 per 2nd P/E, -14,58 per 5th DY, -16,88 per 1st EG, -13,09 per 1st ROE ed infine -24,52 4th SIZE. Questo significa che i rendimenti medi di stile sono significativamente superiori a quello medio del benchmark di mercato. Anche le differenze tra rendimenti di ogni quantile sono significativamente diverse da zero, con spread tra rendimenti medi annualizzati che raggiungono anche il 3,87% per (1st-5th q.) P/E, il -5,84% per (1st-5th q.) ROE. Questo significa che c'è sufficiente opposizione tra stili azionari diversi ed implica che strategie di ribilanciamento del portafoglio potrebbero avere successo in ambito europeo. Il ribilanciamento si ottiene assumendo contemporaneamente una posizione lunga sui titoli a basso contenuto di stile ed una posizione corta sui titoli ad alto contenuto di stile. Nel caso di strategie *Long-Short Overlay* di tipo *growth* si assume una posizione lunga per il portafoglio

EG 5th ed una posizione corta per uno degli altri portafogli EG 1st, EG 2nd, EG 3rd, EG 4th generando in questo modo quattro possibili strategie *Long-Short Overlay*. In modo del tutto simile si può procedere per le strategie di tipo value. La fig. I.3 ne da una visualizzazione grafica.

Fig. I.3



Inoltre si rileva che ,anche nel mercato europeo, è presente l’effetto “small size”. La differenza media tra rendimenti, cumulati a 36 mesi, dei portafogli di primo (titoli small) e quinto (titoli large) quantile per il criterio size è di -6,98% (con una t-statistica di -7,1) ed è la più alta differenza (in valore assoluto) tra le differenze interquantili per il criterio size. Per individuare il portafogli più interessanti è stata utilizzata anche una la percentuale si rendimenti positivi per il periodo campionario. Il 5th P/CF con 78,95%, il 1st P/CF con 52,63%, il 5th P/B con 53,95%, il 1st P/E con il 71,05%, il 5th ROE con il 48,68% ed infine il 5th SIZE con 32, 89% sono stati i portafogli migliori secondo questa statistica descrittiva ed è proprio su questi portafogli che si svilupperà l’analisi economica ed econometrica dei capitoli successivi.

Nelle tab. 4 si rileva anche la sostanziale equivalenza in termini di rendimenti, tra l’analisi Standard e quella Country adjusted.

GRAFICI E TABELLE DELLA PARTE I

Descrizione della capitalizzazione del mercato

Tab. 3

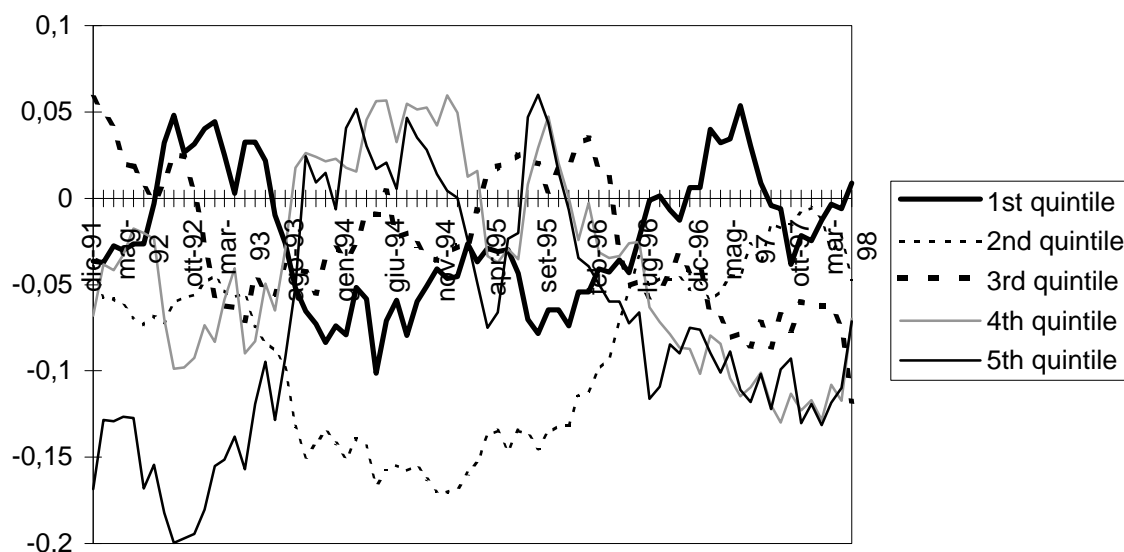
(Analisi della capitalizzazione dell'universo MSCI)

Semestre	Cap.tot.	Cap.max	(%)	Cap.min	(%)
30/12/88	77602176,78	2611658	3,37%	390,93	0,0005%
30/06/89	91379935,56	3160466	3,46%	414,19	0,0005%
29/12/89	101266041,5	3425316	3,38%	328,72	0,0003%
29/06/90	107228732,9	3260529	3,04%	327,05	0,0003%
31/12/90	88884947,67	3057270	3,44%	220,53	0,0002%
28/06/91	106213524,8	3678339	3,46%	200,19	0,0002%
31/12/91	105205169,2	3577703	3,40%	178,42	0,0002%
30/06/92	113635652,8	3513300	3,09%	229,02	0,0002%
31/12/92	114268688,8	3613596	3,16%	354,28	0,0003%
30/06/93	131736216,6	4316140	3,28%	847,7	0,0006%
31/12/93	166879917,3	5052185	3,03%	671,11	0,0004%
30/06/94	153805921,8	4684842	3,05%	850,59	0,0006%
30/12/94	160149090,3	4761359	2,97%	635,85	0,0004%
30/06/95	168118788,9	4919737	2,93%	653,55	0,0004%
29/12/95	193955886	5854367	3,02%	637,28	0,0003%
28/06/96	215449058,1	6647475	3,09%	1495,46	0,0007%
31/12/96	252659511,3	7502531	2,97%	1419,4	0,0006%
30/06/97	321108773,3	9910993	3,09%	1778,79	0,0006%
31/12/97	362755227,2	10695175	2,95%	1481,66	0,0004%

Cumulative Excess Return per 36 mesi, dei 5 portafogli di stile

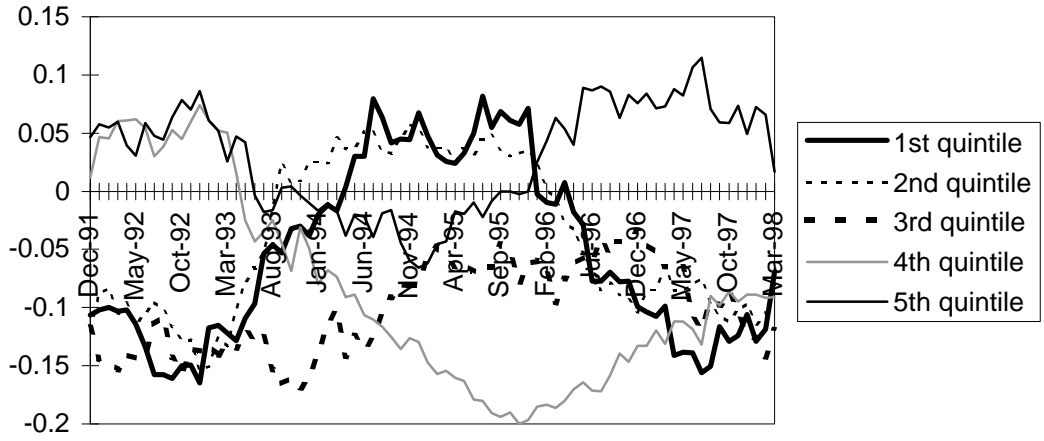
Graf. 3

CER36 - BETA



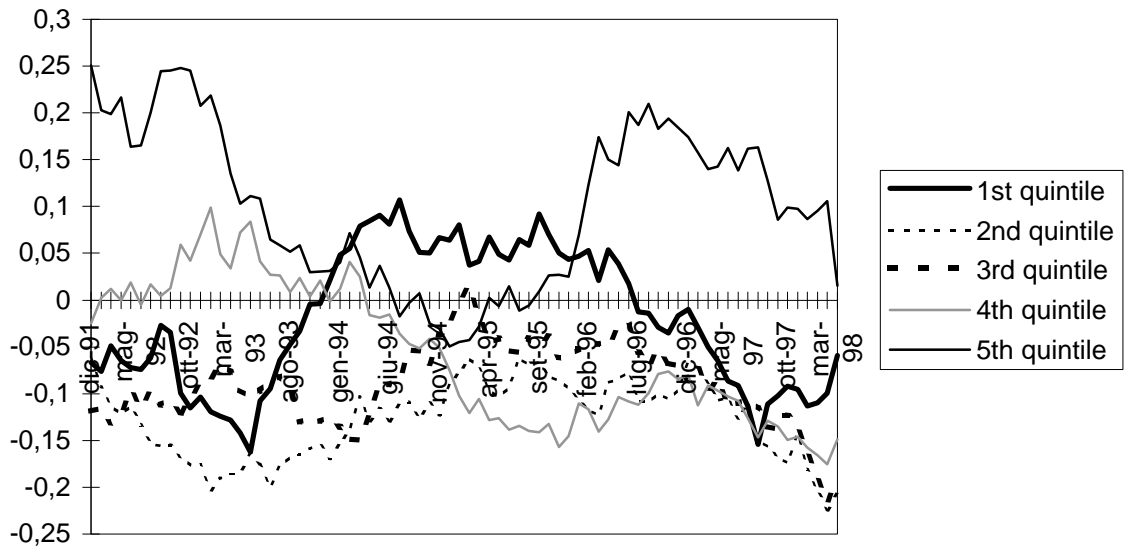
Graf. 4

CER36 - PB



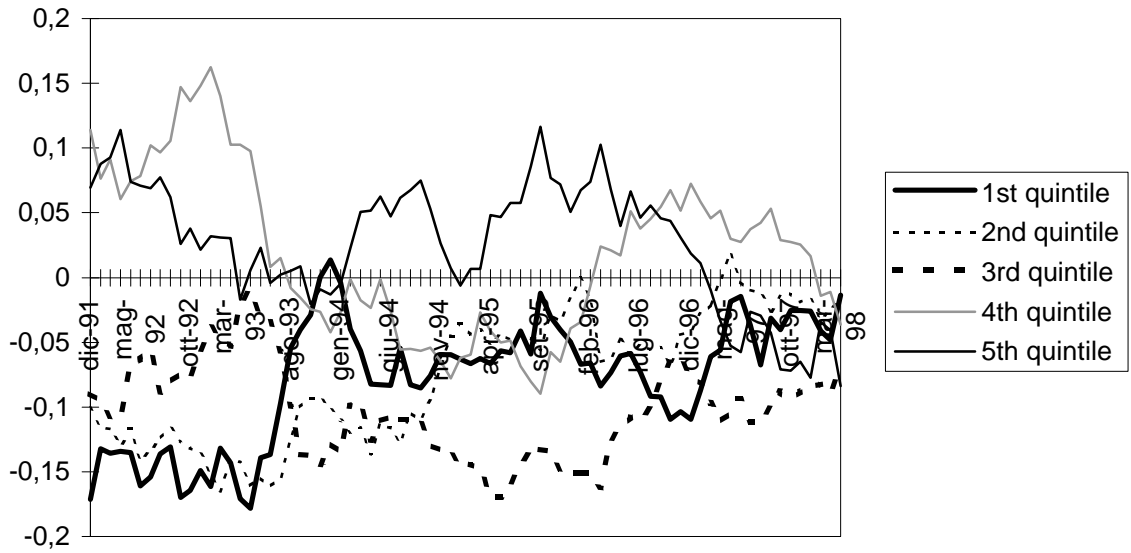
Graf. 5

CER36 - PC



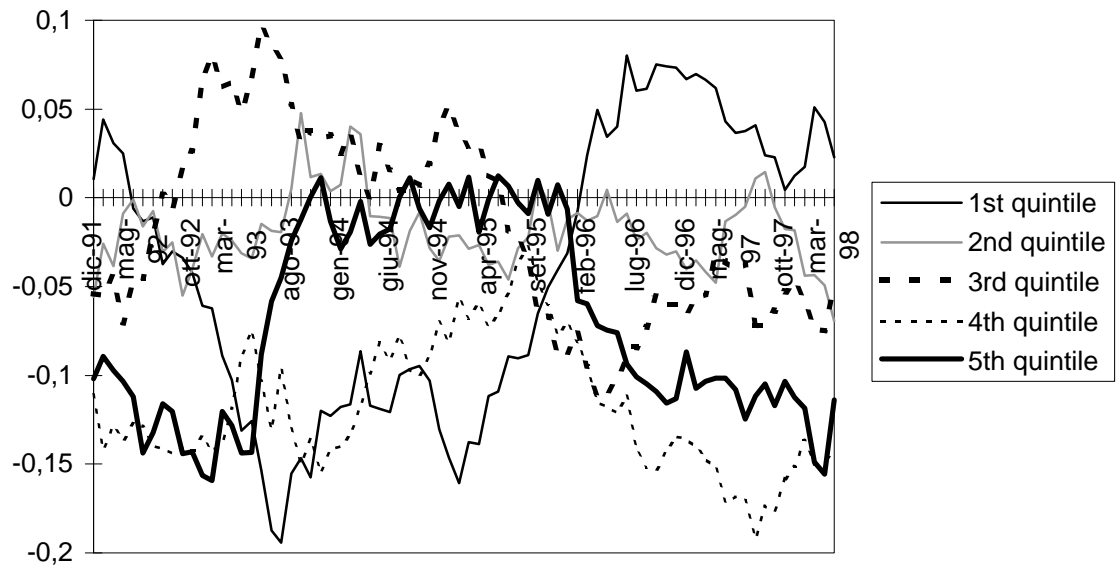
Graf. 6

CER36 - PE

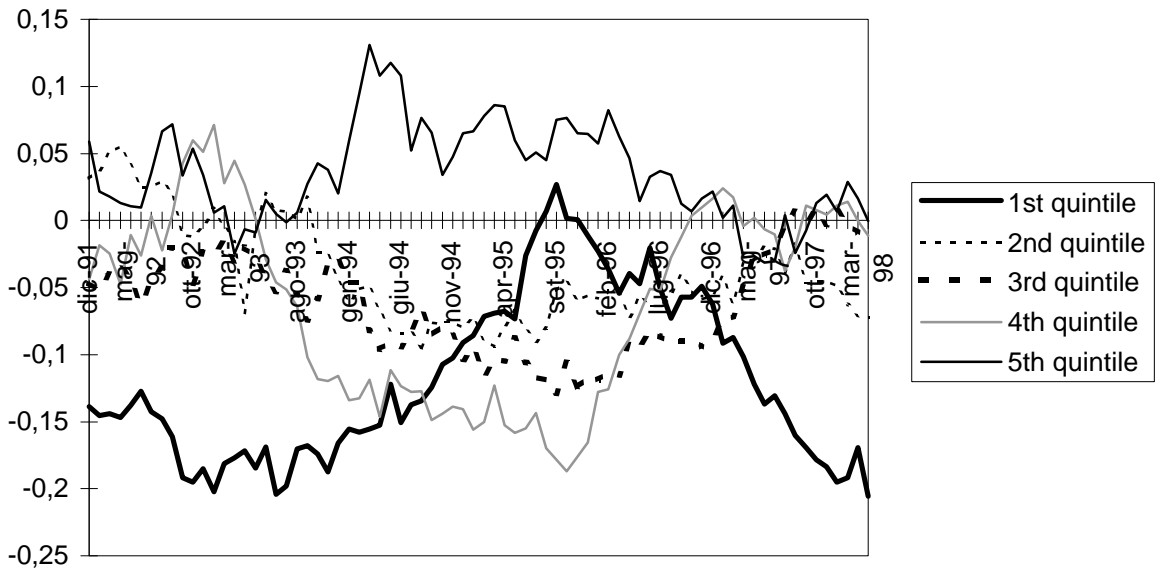


Graf. 7

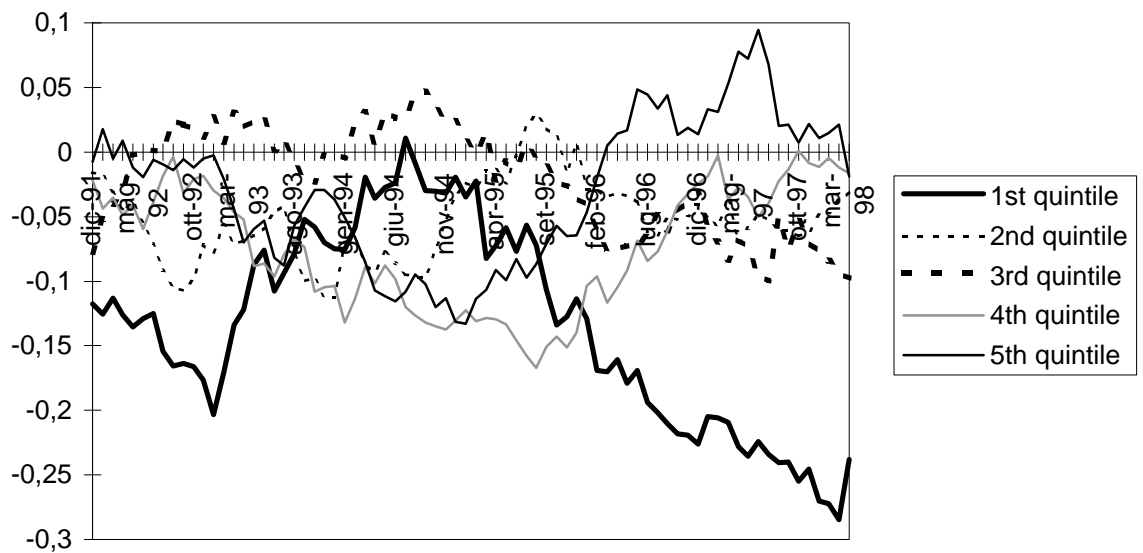
CER36 - DY



Graf. 8
CER36 - EG

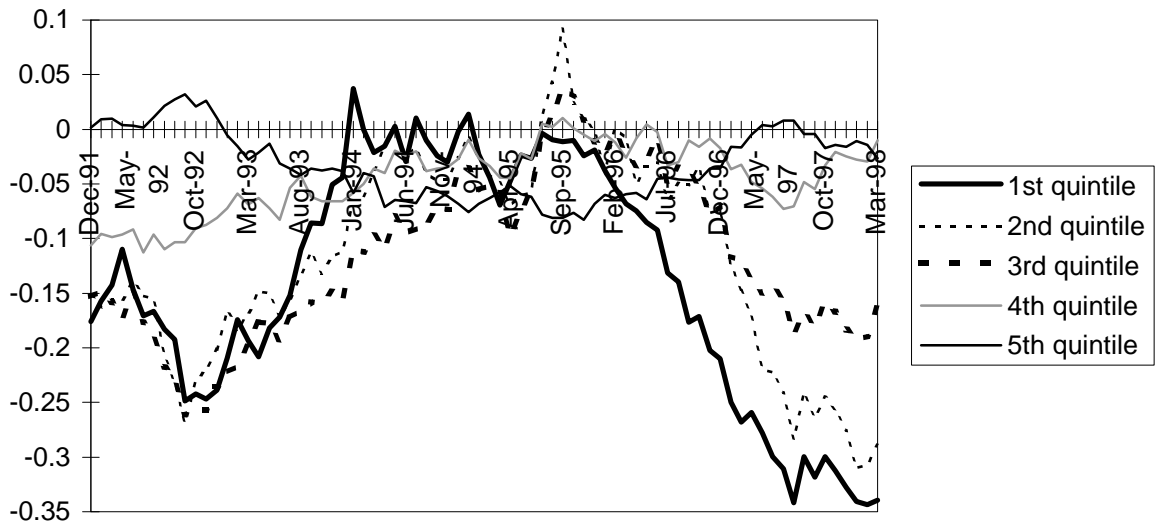


Graf. 9
CER36 - ROE



Graf. 10

CER36 - SIZE



Statistiche descrittive dei rendimenti cumulati a 36 mesi

Tab. 4

Statistic	BETA					PRICE TO BOOK				
	1 st	2nd	3rd	4 th	5 th	1st	2nd	3rd	4th	5th
ER36										
Ann.Av.Ret.	-0,55%	-1,42%	-3,80%	-1,45%	-1,79%	-1,07%	-0,68%	-3,20%	-2,55%	0,16%
St.dev. of Av	0,37%	0,48%	0,28%	0,44%	0,72%	1,48%	0,77%	0,50%	0,39%	0,77%
t-stat.(av)	-4,48*	-8,78*	-39,24*	-9,76*	-7,36*	-2,15	-2,63*	-18,5*	-19,33*	0,61
Ann. st.dev.	1,85%	2,41%	1,41%	2,21%	3,60%	7,47%	3,87%	2,53%	1,94%	3,89%
Pos. ret. (%)	31,58	21,05	0	10,53	22,37	38,16	42,11	0	2,63	53,95
IN36										
	1m2	1m3	1m4	1m5		1m2	1m3	1m4	1m5	
Ann.Av.Ret.	1,33%	4,27%	1,91%	2,44%		-0,41%	2,26%	1,85%	-1,90%	
St.dev. of Av	0,86%	0,73%	1,08%	1,34%		1,25%	1,53%	2,11%	2,74%	
t-stat.(av)	4,71*	18,22*	5,39*	5,62*		-0,98	4,52*	2,68*	-2,04	
Ann. st.dev.	3,74%	3,20%	4,72%	5,83%		5,45%	6,69%	9,21%	11,93%	
Pos. ret. (%)	63,16	100	71,05	69,74		43,42	71,05	59,21	42,11	
Statistic	PRICE TO CASH FLOW					PRICE TO EARNING				
	1 st	2nd	3rd	4 th	5 th	1st	2nd	3rd	4th	5th
ER36										
Ann.Av.Ret.	0,02%	-4,09%	-3,01%	-1,98%	2,77%	0,42%	-2,93%	-1,06%	0,76%	-2,23%
St.dev. of Av	1,18%	0,44%	0,63%	0,65%	0,97%	0,93%	0,30%	0,63%	0,40%	0,64%
t-stat.(av)	0,06	-26,93*	-13,96*	-8,94*	8,76*	1,37	-28,16*	-5,01*	5,67*	-10,22*
Ann. st.dev.	5,95%	2,20%	3,15%	3,28%	4,90%	4,67%	1,53%	3,16%	2,03%	3,22%
Pos. ret. (%)	52,63	0	1,32	9,21	78,95	71,05	0	36,84	71,05	9,21
IN36										
	1m2	1m3	1m4	1m5		1m2	1m3	1m4	1m5	
Ann.Av.Ret.	4,79%	3,96%	2,96%	-3,74%		4,55%	2,26%	0,09%	3,87%	
St.dev. of Av	1,76%	1,45%	1,71%	2,26%		1,75%	1,61%	1,42%	2,13%	
t-stat.(av)	8,58*	8,52*	5,36*	-4,78*		8,17*	4,31*	0,2	5,65*	
Ann. st.dev.	7,66%	6,33%	7,45%	9,86%		7,62%	7,01%	6,19%	9,31%	
Pos. ret. (%)	78,95	84,21	75	34,21		77,63	72,37	47,37	75	
Statistic	DIVIDEND YIELD					EARNINGS GROWTH				
	1 st	2nd	3rd	4th	5 th	1st	2nd	3rd	4th	5 th
ER36										
Ann.Av.Ret.	-1,51%	-1,62%	-1,47%	-0,27%	-3,12%	-4,97%	-1,26%	-2,23%	0,55%	-1,48%

St.dev. of Av	0,70%	0,82%	0,41%	0,43%	0,62%	0,84%	0,52%	0,58%	1,31%	0,59%
t-stat.(av)	-6,39*	-5,85*	-10,53*	-1,86	-14,58*	-16,88*	-7,24*	-11,23*	1,28	-7,43*
Ann. st.dev.	3,52%	4,12%	2,07%	2,16%	3,13%	4,23%	2,59%	2,94%	6,58%	2,97%
Pos. ret. (%)	27,63	23,68	11,84	43,42	3,95	3,95	18,42	6,58	57,89	19,74
IN36	1m2	1m3	1m4	1m5		1m2	1m3	1m4	1m5	
Ann.Av.Ret.	0,00%	0,15%	-1,33%	2,13%		-4,28%	-3,63%	-7,11%	-4,79%	
St.dev. of Av	1,48%	1,37%	1,09%	0,98%		1,25%	1,08%	2,61%	1,20%	
t-stat.(av)	-0,01	0,33	-3,6*	6,65*		-9,86*	-9,72*	-7,6*	-11,38*	
Ann. st.dev.	6,43%	5,98%	4,76%	4,28%		5,44%	4,71%	11,39%	5,24%	
Pos. ret. (%)	44,74	47,37	36,84	78,95		11,84	11,84	22,37	6,58	
Statistic	ROE					SIZE				
ER36	1st	2nd	3rd	4th	5th	1st	2nd	3rd	4th	5th
Ann.Av.Ret.	-4,60%	-2,46%	-1,61%	-1,70%	-0,70%	-5,79%	-5,91%	-3,24%	-3,86%	-0,55%
St.dev. of Av	1,01%	0,67%	0,32%	0,39%	0,96%	1,69%	1,13%	1,08%	0,45%	0,36%
t-stat.(av)	-13,09*	-10,79*	-14,67*	-12,9*	-2,18	-9,68*	-14,75*	-8,75*	-24,52*	-4,53*
Ann. st.dev.	5,06%	3,36%	1,64%	1,95%	4,82%	8,53%	5,70%	5,41%	2,28%	1,82%
Pos. ret. (%)	1,32	13,16	3,95	9,21	48,68	21,05	5,26	18,42	0	32,89
IN36	1m2	1m3	1m4	1m5		1m2	1m3	1m4	1m5	
Ann.Av.Ret.	-2,99%	-4,31%	-4,44%	-5,84%		-0,04%	-3,08%	-2,58%	-6,98%	
St.dev. of Av	1,11%	1,33%	2,06%	2,96%		1,20%	1,10%	2,04%	2,75%	
t-stat.(av)	-7,87*	-9,3*	-6,18*	-5,59*		-0,09	-8,11*	-3,71*	-7,1*	
Ann. st.dev.	4,82%	5,81%	9,00%	12,90%		5,24%	4,81%	8,87%	11,98%	
Pos. ret. (%)	19,74	7,89	27,63	31,58		47,37	19,74	39,47	27,63	

(*) Il rendimento medio (Average return) viene calcolato come media dei rendimenti dell'indice di stile (*weighted style index*) in eccesso rispetto al benchmark:

$$AR = \frac{1}{111} \cdot \sum_t (SI_{Wt} - Bench_t) = \frac{1}{111} \cdot \sum_t ER_t,$$

mentre il rendimento medio annualizzato (Annualized Average Return) si ottiene nel seguente modo :

$$AAR = (1 + AR)^{1/3} - 1$$

per i rendimenti cumulati a 36 mesi.

Relativamente all'AAR sono indicate la deviazione standard (st. dev.) e la deviazione standard annualizzata (ann. st. dev.), calcolate nel seguente modo :

$$SD = \sqrt{\frac{1}{111} \cdot \sum_t (ER_t - AR)^2} \quad \text{ed} \quad ASD = SD \cdot \sqrt{12}.$$

La t-statistica è ottenuta dividendo il rendimento medio per la sua deviazione standard, e l'ipotesi che il rendimento medio non sia diverso da zero, viene rifiutata all'1% di significatività, nei casi contrassegnati con "*". Le statistiche per i rendimenti assoluti (Absolute Return) e per gli spread tra rendimenti interquantili (Interquintile spread) sono ottenute in modo

ANALISI ECONOMICA DEGLI INDICI DI STILE

II.1 - Le variabili macroeconomiche utilizzate

Nell'ordine temporale secondo il quale si è svolta questo lavoro di ricerca, il primo insieme di fattori economici (dati mensili OECD dal 31/12/1991-31/03/1998) di cui si studia il legame con i rendimenti di stile europei è il seguente :

Produzione industriale per l'Europa (tasso di crescita anno su anno⁴) ;

L'indice europeo OECD è ottenuto aggregando i dati di ciascun paesi, mediante una media ponderata in cui i pesi sono basati sul GDP prodotto dal settore industriale e sulla Parità di Potere di Acquisto del GDP.

Produzione industriale del Regno Unito (tasso di crescita annuale, diff. stag. $\Delta_{(12)}$) ;

Per produzione industriale si intende l'indice che misura le variazioni mensili di produzione di diversi settori di attività definite industriali secondo il sistema di classificazione SIC 92 con esclusione del settore immobiliare e dei lavori pubblici. L'indice è calcolato con formula di Laspeyres con ponderazione basata sul valore aggiunto a costo dei fattori. Base 1990.

Produzione industriale della Germania (tasso di crescita annuale, diff. stag. $\Delta_{(12)}$) ;

Per produzione ind. si intende l'indice che misura la variazione di produzione rapportata alle quantità fisiche di beni prodotti per le industrie estrattive, manifatturiere, produzione e distribuzione di elettricità, acqua e gas. Si tratta di indice di Laspeyres con ponderazione basata sulla produzione netta. Base 1991.

Vendite al dettaglio per l'Europa (tasso di crescita anno su anno) ;

E' un indice mensile ottenuto dalla media di quelli europei. Media pesata sulla base della spesa privata per consumi, e sulla Parità del Potere di Acquisto della spesa privata per consumi.

Vendite al dettaglio per il Regno Unito (tasso di crescita anno su anno) ;

Indice di variazione mensile delle vendite al dettaglio.

Vendite al dettaglio per la Germania (tasso di crescita anno su anno) ;

Indice di variazione mensile, con base 1990=100, esclude l'IVA sulle vendite a partire dal 1994.

Tasso di interesse a 3 mesi aggregato per l'Europa ;

Tasso di interesse a 3 mesi per la Germania ;

Frankfurt Interbank Offered rate (FIBOR) a tre mesi. E' ottenuto come media non ponderata dei tassi giornalieri con rettifica 365/360 gg. I dati si riferiscono alla Germania unificata.

Tasso di interesse a 10 anni aggregato per l'Europa ;

Tasso di interesse a 10 anni per la Germania ;

⁴ Si osserva che il tasso di crescita anno su anno, di una variabile x_t , per la quale si dispone di osservazioni mensili è il seguente:

$$\frac{x_t - x_{t-12}}{x_{t-12}}$$

ed opera una destagionalizzazione parziale, che risulta evidente riscrivendo la precedente espressione

$$\frac{\Delta_{(12)}x_t}{x_{t-12}} \text{ con } \Delta_{(12)} \text{ operatore "differenza stagionale".}$$

Tasso di rendimento delle obbligazioni del settore pubblico, tratto dal mercato secondario.

Il tasso annuo risulta dalla media giornaliera non ponderata dei tassi di rendimento.

Tasso pronti contro termine per la Germania (Repo rate);

Tasso di cambio US\$ ed Euro ;

Tasso di cambio US\$ e DM .

II.2 - L'importanza dei leading indicator nel processo previsivo

Il secondo insieme di variabili è detto *Leading indicator*, cioè variabili anticipatrici del ciclo economico e il loro inserimento nei modelli ha lo scopo di migliorare le previsioni.

La scelta di tali variabili avviene sulla base dei criteri suggeriti dall'OECD⁵, tra cui importante è la proprietà di *conformità al ciclo*, secondo la quale l'indicatore è altamente correlato con la serie di riferimento (nel presente lavoro sono le serie dei rendimenti di stile).

L'analisi preliminare è volta a verificare soprattutto questa proprietà per le seguenti variabili :

Offerta di moneta (tasso di crescita anno su anno), aggregato M2 per la Germania ;

Comprende l'aggregato M1 (i biglietti in circolazione e detenuti dalle banche, la riserva obbligatoria, ed i depositi a vista) e i depositi comportanti un preavviso da un mese a quattro anni detenuti per il settore interno non bancario.

Offerta di moneta (tasso di crescita anno su anno) aggregato M2 per il Regno Unito ;

Comprende la disponibilità in biglietti del settore privato, in emissioni delle banche e delle società di credito immobiliare, in depositi in sterline su conti a vista presso le banche. Dal 1992 l'aggregato comprende anche le disponibilità sui conti assegni.

Offerta di moneta (tasso di crescita anno su anno) aggregato M1 ed M3 per l'Europa ;

Tasso di produttività (tasso di crescita anno su anno dell'indice di produttività) per la Germania .

II.3 - Le variabili di macromercato

Le *variabili di macromercato* nascono come variabili microeconomiche, che riguardano il mercato azionario ed i singoli titoli che lo compongono, e spesso sono tratte dalla dimensione aziendale come il Return On Equity, il Return On Assets, le Vendite (Sales), l'indebitamento finanziario (o Leverage), altre invece nascono dalle caratteristiche specifiche del titolo come il Beta, la varianza, la capitalizzazione di mercato, etc. Queste variabili assumono rilevanza, non solo per il singolo titolo, ma per l'intero mercato azionario, o addirittura per l'intera economia dopo un processo di aggregazione che le rende quindi simili a variabili macroeconomiche. Il grafico II.1 mostra l'andamento storico della variabile di mercato Earning Momentum. Questa variabile è il tasso di crescita anno su anno degli utili aggregati di mercato ed esprime la scarsità o l'abbondanza di utili, cioè di quel bene economico che viene scambiato nel mercato azionario. Rispetto a questa variabile ciascun stile azionario ha un proprio comportamento. Le *azioni value* sono caratterizzate da bassi rapporti P/E, P/BV, P/CF e da alti DY, sono emesse da società generalmente mature che non costituiscono una particolare attrattiva durante la fase recessiva del ciclo dell'Earning Momentum, mentre divengono attraenti durante la fase espansiva del ciclo perché sono in grado di produrre elevati utili. Le *azioni growth*, caratterizzate da alti ROE sono negativamente correlate al ciclo economico dell'Earning Momentum. Le prospettive di crescita degli utili, relative a queste azioni, sono elevate al punto che gli investitori le

⁵ Cfr. R. Nilsson, "Les indicateurs avancés de l'OCDE", OCDE publication 1987, pp. 121-127.

percepiscono come un “bene di rifugio” durante la fase recessiva del ciclo. Durante la fase espansiva quando la prospettiva di crescita degli utili è generalizzata queste azioni sono meno attraenti ed il loro valore diminuisce. L’andamento del ciclo dell’Earning Momentum è rappresentato in fig. II.1.

Graf. II.1

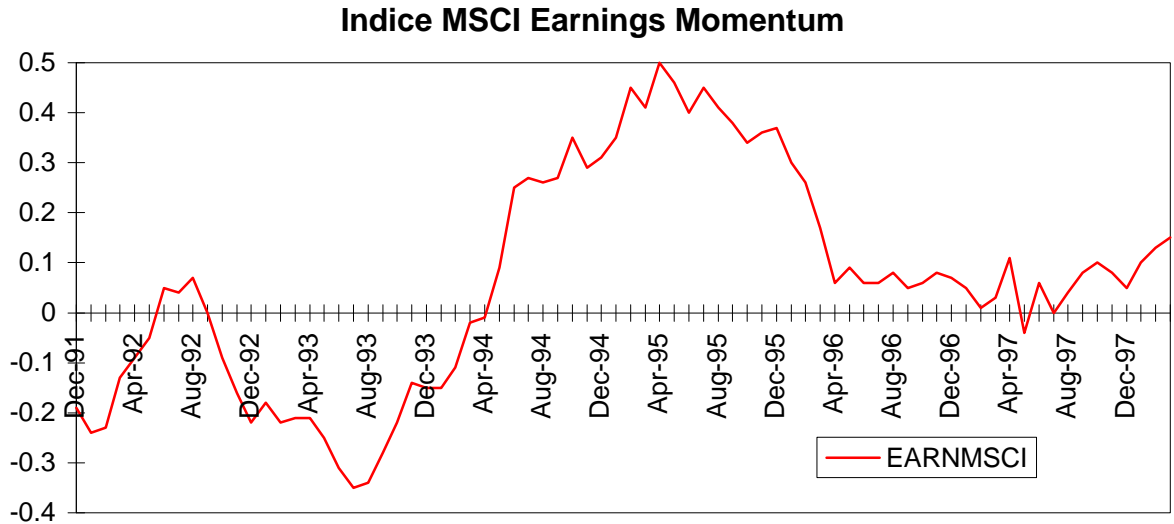
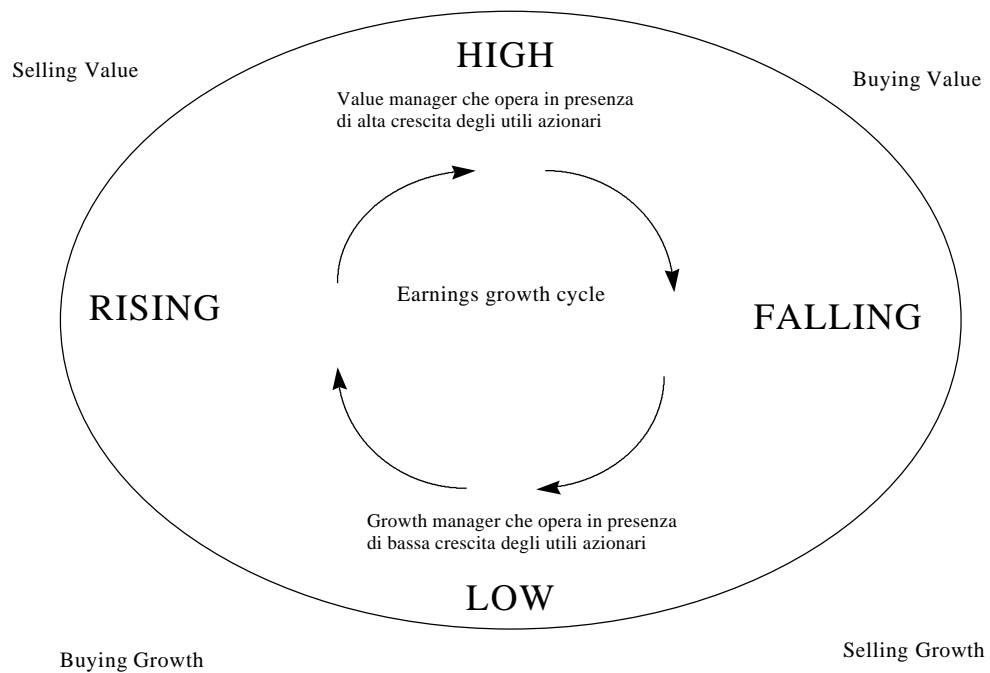


Fig.II.1

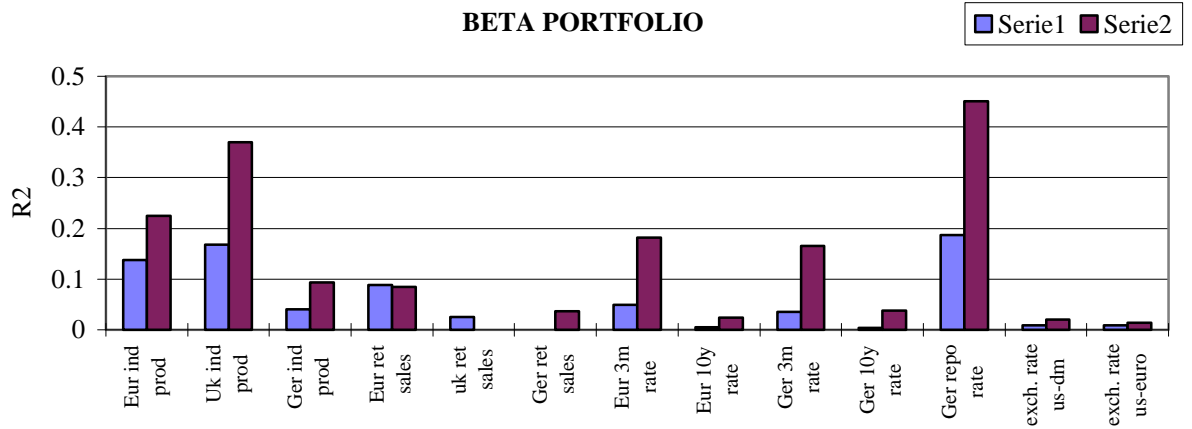


I Risultati dell'analisi preliminare delle variabili macroeconomiche

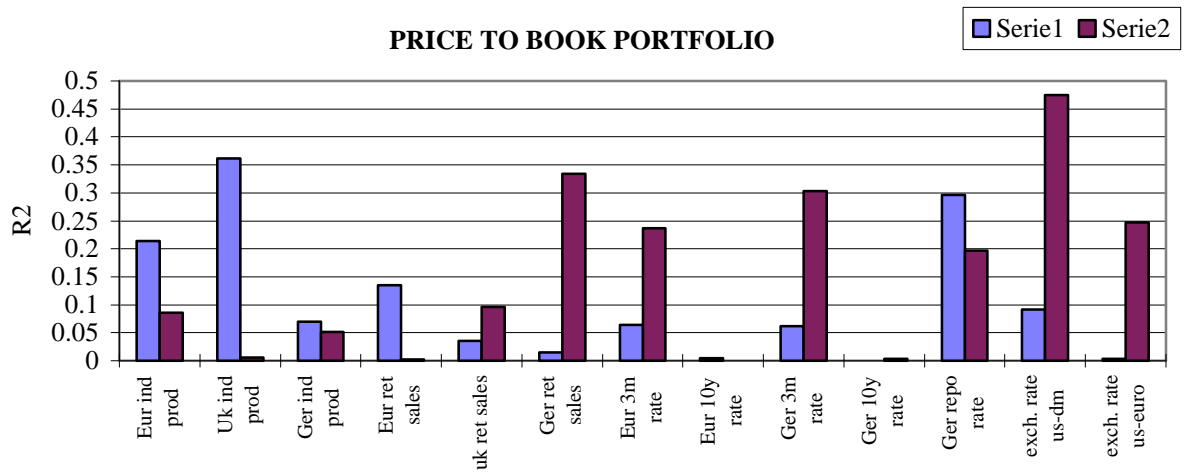
(*) Serie 1 e Serie 2 si riferiscono rispettivamente a primo e quinto quantile

(**) Analisi di correlazione semplice

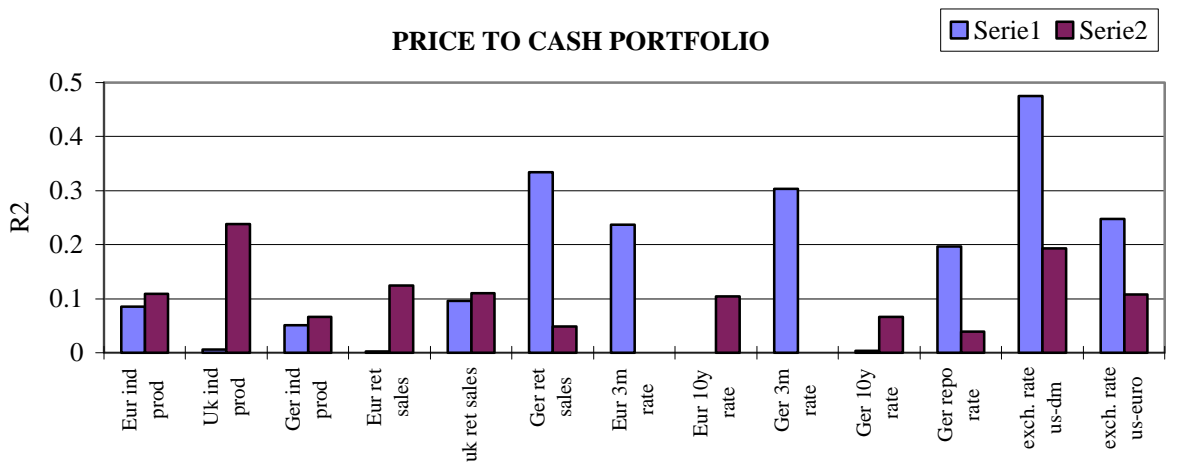
Graf. 28



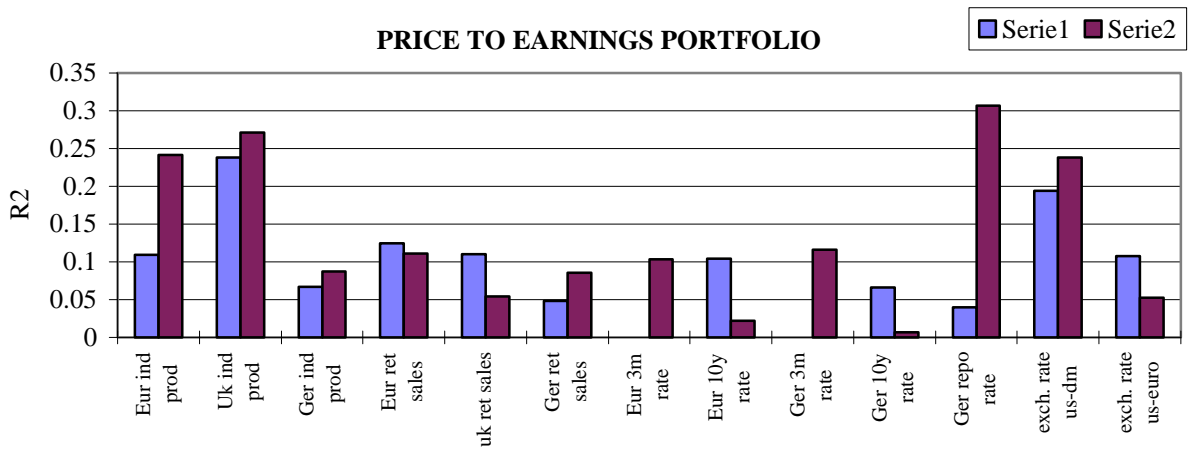
Graf. 29



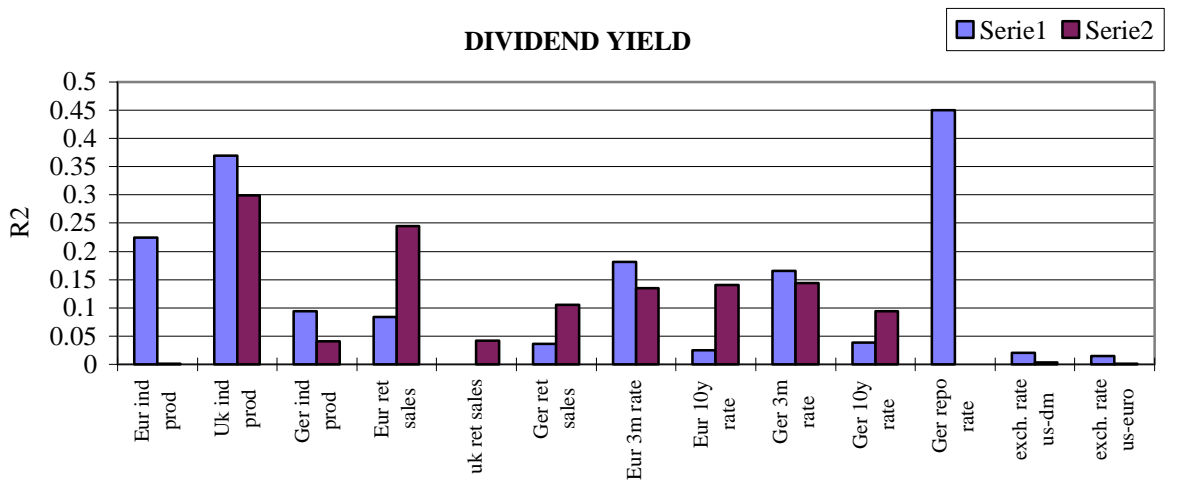
Graf. 30



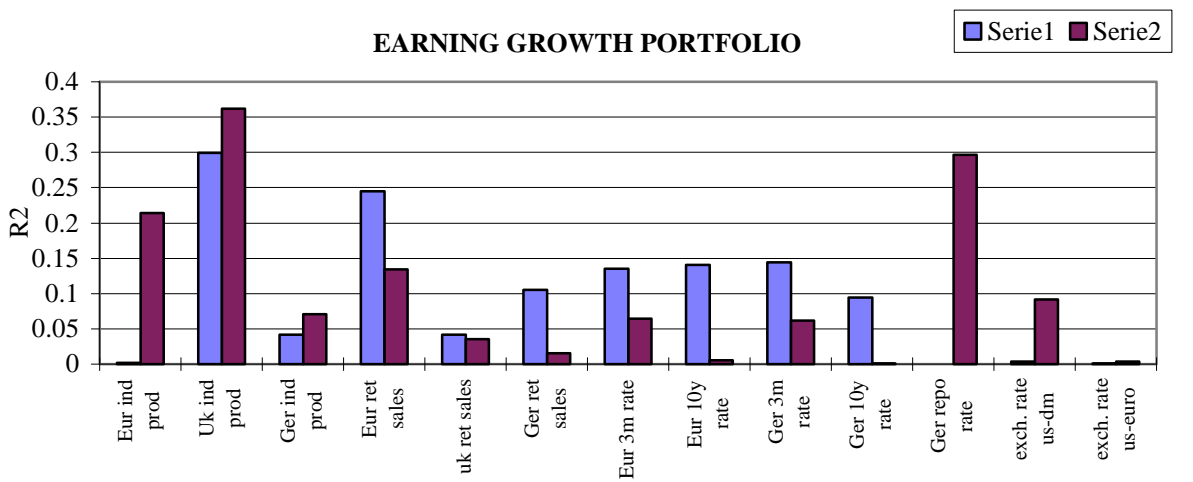
Graf. 31



Graf. 32

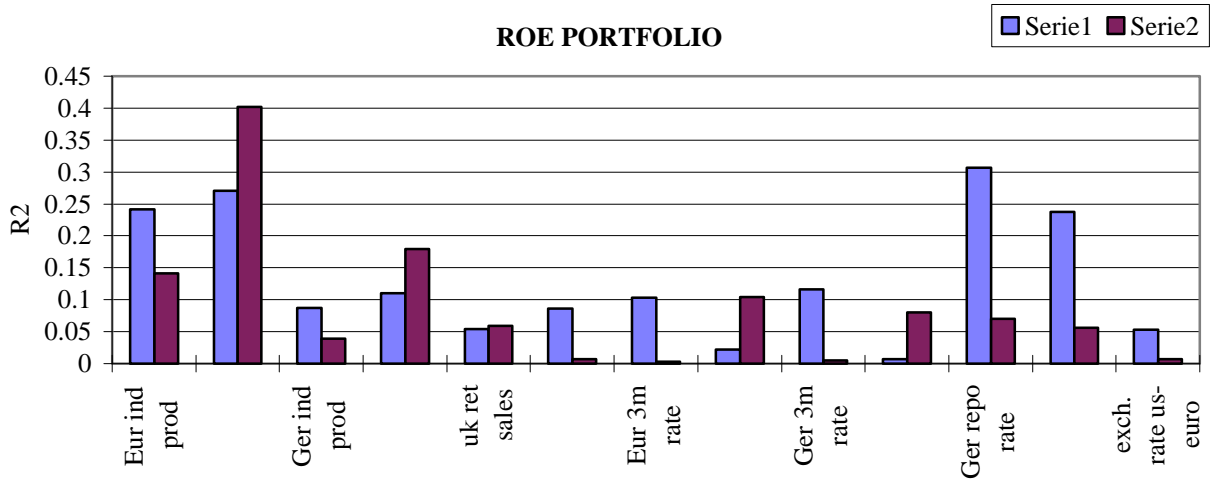


Graf. 33



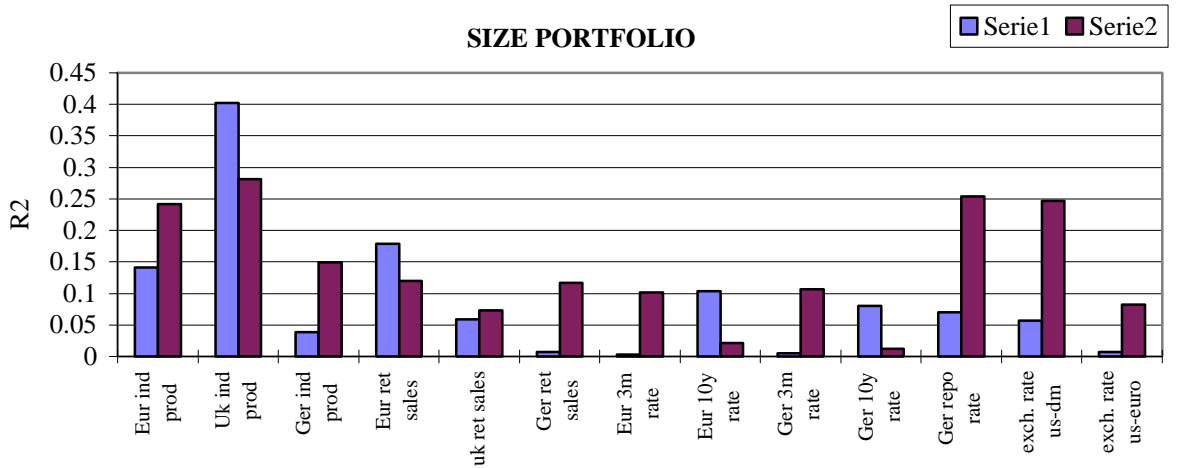
Graf. 34

ROE PORTFOLIO



Graf. 35

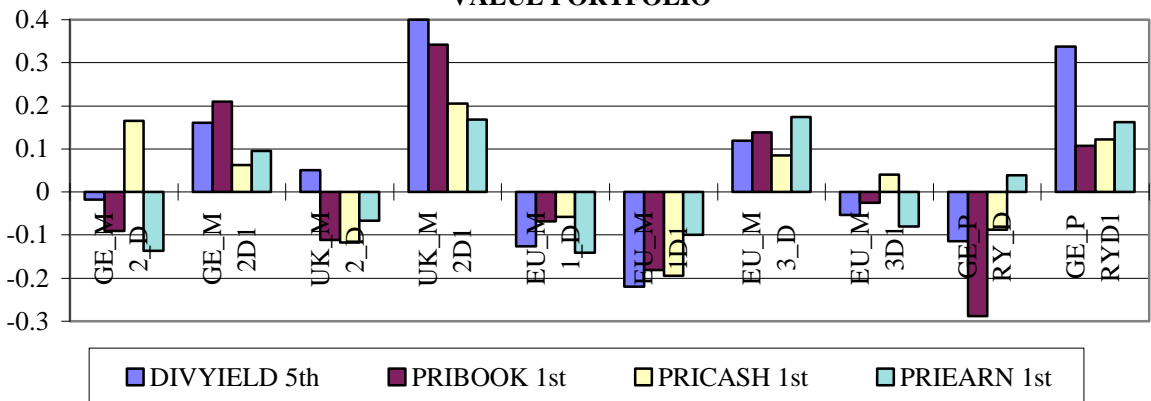
SIZE PORTFOLIO



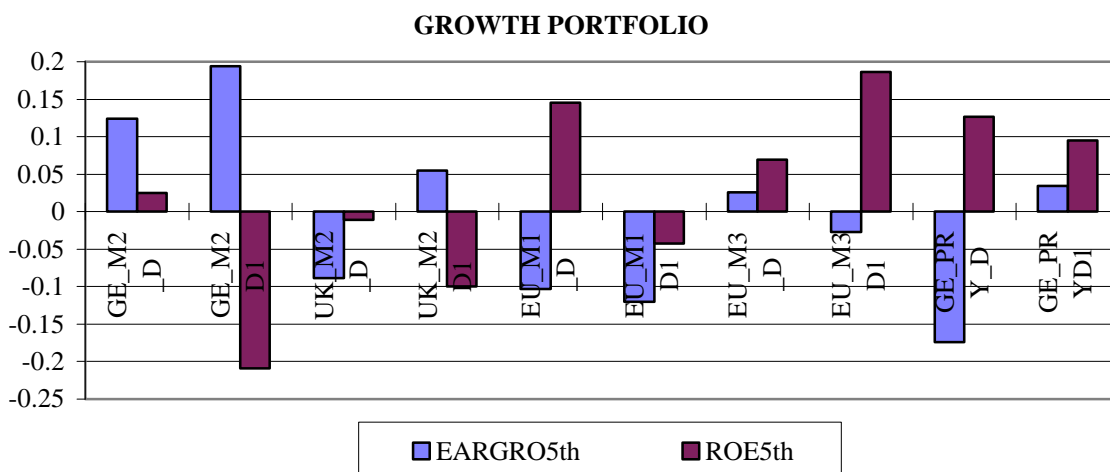
**Analisi preliminare delle variabili anticipatrici del ciclo economico
(Analisi di correlazione parziale)**

Graf. 46

VALUE PORTFOLIO



Graf. 47



(*) “GE_M2_D” indica la variabile tasso di crescita annuale dell’aggregato moneta M2 per la Germania, “GE_M2_D1” indica la medesima variabile ritardata di un periodo. La stessa simbologia è stata utilizzata per le altre variabili.

II.4 - La tipologia di Modelli utilizzati

L’analisi economica fondamentale dei portafogli di stile è stata effettuata con dei modelli multifattoriali derivati dall’Arbitrage Pricing Theory (APT), introducendo l’ipotesi innovativa di coefficienti di sensibilità \mathbf{b} variabili. Il modello APT di conseguenza è rappresentato in forma di spazio degli stati nel seguente modo ⁶:

$$(1) \quad \mathbf{b}_t = \mathbf{H}_t \times \mathbf{b}_{t-1} + \mathbf{c}_t + \mathbf{G}_t \times \mathbf{e}_t$$

$$(2) \quad R_t = F_t \times \mathbf{b}_t + d_t + \mathbf{h}_t \quad \text{con } t = 1, 2, \dots, T$$

in cui \mathbf{b}_t è un vettore casuale di dimensione $(k \times 1)$ detto *vettore degli stati* al tempo t ; la matrice \mathbf{H}_t è di dimensione $(k \times k)$ ed è detta *matrice di transizione*; la matrice \mathbf{G}_t , è di dimensione $(k \times g)$, e la sua inclusione è arbitraria; infine il vettore \mathbf{c}_t è di dimensione $(k \times 1)$. L’equazione (1) è detta di transizione (*transition equation*) ed indica l’evoluzione dello stato del sistema dal tempo $t-1$ al tempo t . Il vettore R_t , di dimensione $(k \times 1)$, è detto di misura (measurement vector), ed il vettore d_t , di dimensioni $(N \times 1)$, compaiono nell’equazione (2), che è detta di misura (*measurement equation*). La variabile osservabile R_t è di dimensione $(N \times 1)$. Si assume inoltre che il termine di disturbo \mathbf{e}_t , di dimensione $(g \times 1)$ sia distribuito $N(0, V_t)$, mentre \mathbf{h}_t , di dimensione $(N \times 1)$ si assume distribuito $N(0, W_t)$. Affinchè il modello sia specificato in forma state space è necessario assumere che :

- a) il vettore degli stati iniziale \mathbf{b}_0 sia distribuito normalmente con media b_0 e varianza P_0 ;
- b) che i termini di disturbo \mathbf{e}_t e \mathbf{h}_t siano serialmente incorrelati tra loro ed incorrelati con il vettore degli stati iniziale :

$$E(\mathbf{e}_t \cdot \mathbf{h}_s) = 0 \quad \text{per ogni } s, t = 1, 2, \dots, T$$

$$E(\mathbf{h}_t \cdot \mathbf{b}_0) = 0, \quad E(\mathbf{e}_t \cdot \mathbf{b}_0) = 0 \quad \text{per ogni } t = 1, 2, \dots, T$$

Nella presente analisi vengono trattati modelli univariati, perciò N è posto uguale ad 1.

(4) Le matrici F_t , d_t ed W_t dell’equazione di misura e le matrici \mathbf{H}_t , \mathbf{c}_t , \mathbf{G}_t e V_t nella equazione di transizione, sono dette *matrici di sistema*. Se le matrici di sistema rimangono

⁶ Cfr. C. Gourieroux e A. Monfort in “Statistics and econometric models” vol. I, 1995.

costanti nel tempo allora il modello è detto *invariante* nel tempo o *omogeneo* rispetto al tempo. Le matrici F_t , W_t , H_t , G_t e V_t possono dipendere da un insieme di parametri sconosciuti detti *hyperparameters*.

Nel precedente modello APT, F_t è il vettore delle variabili economiche utilizzate per spiegare il comportamento dei rendimenti di stile rappresentati dalla variabile R_t .

Una volta che un modello è stato posto in forma state space, si apre una ampia gamma di possibilità di stima mediante aggiornamento del insieme informativo iniziale. I modelli utilizzati nel presente lavoro vengono ora rappresentati in SSF⁷ :

Modello con trend completamente stocastico

Un modello che comprende soltanto un trend stocastico (o trend locale) di ordine h è il seguente

$$\begin{aligned}
 R_t &= \mathbf{m}_{\cdot,t} + \mathbf{e}_t \\
 \mathbf{m}_{\cdot,t} &= \mathbf{m}_{\cdot,t-1} + \sum_{i=2}^{h+1} \frac{\mathbf{m}_{\cdot,t-1}}{(i-1)!} + \mathbf{h}_{1,t} \\
 \mathbf{m}_{2,t} &= \mathbf{m}_{2,t-1} + \sum_{i=3}^{h+1} \frac{\mathbf{m}_{\cdot,t-1}}{(i-2)!} + \mathbf{h}_{2,t} \\
 &\dots \\
 \mathbf{m}_{h,t} &= \mathbf{m}_{h,t-1} + \frac{\mathbf{m}_{h+1,t-1}}{(h+1-h)!} + \mathbf{h}_{h,t} \\
 \mathbf{m}_{h+1,t} &= \mathbf{m}_{h+1,t-1} + \mathbf{h}_{h+1,t}
 \end{aligned}
 \tag{16}$$

che viene posto in SSF nel seguente modo :

$$\begin{aligned}
 (17) \quad R_t &= \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \end{bmatrix} \cdot \mathbf{b}_t + \mathbf{e}_t \\
 (18) \quad \mathbf{b}_t &= \begin{bmatrix} \mathbf{m}_{\cdot,t} \\ \mathbf{m}_{2,t} \\ \vdots \\ \mathbf{m}_{h,t} \\ \mathbf{m}_{h+1,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & \frac{1}{(h-1)!} & \frac{1}{(h+1-1)!} \\ 0 & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & & \frac{1}{(i-j)!} & & \frac{1}{(h+1-j)!} \\ & 0 & & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & & 1 \end{bmatrix} \cdot \mathbf{b}_{t-1} + \begin{bmatrix} \mathbf{h}_{1,t} \\ \mathbf{h}_{2,t} \\ \vdots \\ \mathbf{h}_{h,t} \\ \mathbf{h}_{h+1,t} \end{bmatrix}
 \end{aligned}$$

Solitamente questo modello viene utilizzato per h=2, per le serie storiche che hanno un trend stocastico quadratico.

Modello con variabili esogene e con trend deterministico

a) Il modello presentato di seguito, è detto ADL(p,q), ed ha specificata un vettore di k variabili esogene F_t , una componente autoregressiva ed una componente di trend deterministico ($\mathbf{g}_0 + \mathbf{g} \cdot t + \dots + \mathbf{g}_h \cdot t^h$) :

$$(19) \quad R_t = \mathbf{g}_{0,t} + \mathbf{g}_{1,t} \cdot t + \dots + \mathbf{g}_{h,t} \cdot t^h + \sum_{j=1}^p (\mathbf{j}_{j,t} \cdot R_{t-j}) + \sum_{i=0}^q (F'_{t-i} \cdot \mathbf{b}_{i,t}) + \mathbf{h}_t$$

oppure essendo $F_t = [f_{1,t} \dots f_{k,t}]'$, ed utilizzando i polinomi dei ritardi $\mathbf{j}(L) = 1 - \mathbf{j}_1 \cdot L + \dots + \mathbf{j}_p \cdot L^p$ e $\mathbf{b}(L) = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \cdot L + \dots + \mathbf{b}_q \cdot L^q$:

⁷ Cfr. A. C. Harvey, "Forecasting, structural time series and the Kalman filter", 1989, pp. 169-230.

$$(20) \mathbf{j}_t(L) \cdot R_t = \mathbf{g} + \sum_{l=1}^k \mathbf{b}_{l,t}(L) \cdot f_{l,t} + \mathbf{h}_t$$

Al fine di utilizzare variabili stazionarie il modello (19) viene riparametrizzato :

$$(21) R_t = \mathbf{j}^*_{t-1} \cdot R_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} (\mathbf{j}^*_{j,t} \cdot \Delta R_{t-j}) + F'_t \cdot \mathbf{b}^*_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} (\Delta F'_{t-i} \cdot \mathbf{b}^*_{i,t}) + \mathbf{g} + \mathbf{h}_t$$

$$(22) \mathbf{j}^*_{t-1} = \sum_{n=1}^p \mathbf{j}_n \text{ detto moltiplicatore totale (o total multiplier)}$$

$$(23) \mathbf{j}^*_{j,t} = - \sum_{m=j+1}^p \mathbf{j}_{m,t}$$

$$(24) \mathbf{b}^*_{t-1} = \sum_{n=0}^q \mathbf{b}_{n,t} \text{ detto moltiplicatore totale (o total multiplier)}$$

$$(25) \mathbf{b}^*_{i,t} = - \sum_{m=i+1}^q \mathbf{b}_{m,t}$$

e successivamente posto in forma ECM (Error Correction Mechanism) considerando di grado uno il polinomio di trend deterministico:

$$(26) \Delta R_t = \mathbf{g}^*_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} (\mathbf{j}^*_{j,t} \cdot \Delta R_{t-j}) + \sum_{i=0}^{q-1} (\Delta F_t \cdot \mathbf{b}^*_{i,t}) + (\mathbf{j}^*_{t-1} - 1) \cdot (R_{t-1} - F'_{t-1} \cdot \mathbf{d} - \mathbf{g}_{1,t} \cdot (t-1)) + \mathbf{h}_t$$

$$(27) \mathbf{d} = \frac{\mathbf{b}^*_{t-1}}{(1 - \mathbf{j}^*_{t-1})} \text{ detto vettore dei moltiplicatori totali}$$

$$(28) \mathbf{g}^*_{t-1} = (\mathbf{g}_{0,t} + \mathbf{g}_{1,t}).$$

Una volta riparametrizzato, il modello è posto in SSF, e stimato. Osserviamo che il modello ECM è suscettibile di interpretazione economica, potendo distinguere al suo interno i parametri riguardanti il lungo periodo (long-run equation) ed i parametri relativi alle relazioni di breve periodo (short-run equation).

Altri modelli utilizzati per l'analisi degli stili di investimento sono :

Modello ADL non riparametrizzato in forma ECM :

Questo modello è caratterizzato da una matrice di transizione diagonale che descrive l'evoluzione dei coefficienti di sensibilità :

$$(20) R_t = F_t \cdot \mathbf{b}_t + R_{t-1} \cdot \mathbf{j}_t + \mathbf{h}_t \text{ con } \text{Var}(\mathbf{h}_t) = \mathbf{s}^2$$

$$(21) \begin{pmatrix} \mathbf{b}_t \\ \mathbf{j}_t \end{pmatrix} = H_t \cdot \begin{pmatrix} \mathbf{b}_{t-1} \\ \mathbf{j}_{t-1} \end{pmatrix} + \mathbf{e}_t = \begin{pmatrix} H_{11} & 0 \\ 0 & h_{22} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \mathbf{b}_{t-1} \\ \mathbf{j}_{t-1} \end{pmatrix} + \mathbf{e}_t \text{ con } \text{Var}(\mathbf{e}_t) = V$$

in cui H_{11} è una matrice del tipo :

$$H_{11} = \begin{pmatrix} h_{11} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & h_{ii} & \\ & & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & h_{kk} \end{pmatrix}$$

Modello multifattoriale autoregressivo con varianza GARCH(1,1)

Nel presente lavoro è stata introdotta anche un modello non-lineare in forma *State Space*. Questa classe di modelli non-lineari, ha disturbi gaussiani ma consente alle matrici di sistema di essere stocastiche, in modo tale che esse dipendano dalle informazioni disponibili in $t-1$. Questi modelli sono conosciuti come *condizionalmente gaussiani* e la loro rappresentazione state space più generale è la seguente :

$$(49) \quad R_t = F_t(R_{t-1}) \cdot \mathbf{b}_t + \mathbf{h}_t$$

$$(50) \quad \mathbf{b}_t = H_t(R_{t-1}) \cdot \mathbf{b}_{t-1} + G_t(R_{t-1}) \cdot \mathbf{e}_t$$

con

$$(51) \quad \mathbf{h}_t | R_{t-1} \sim N(0, W_t(R_{t-1}))$$

$$(52) \quad \mathbf{e}_t | R_{t-1} \sim N(0, V_t(R_{t-1}))$$

In questo modello, i parametri $P_{t|t-1}$ e $b_{t|t-1}$ generati dal filtro di Kalman, possono essere interpretati come la matrice di varianza e la media, della distribuzione di \mathbf{b}_t condizionale all'informazione in $t-1$. Essendo, per ipotesi, normale la distribuzione di R_t condizionale ad R_{t-1}, \dots, R_1 , i parametri sconosciuti, contenuti nelle matrici di sistema, comunque possono essere stimati massimizzando la funzione di verosimiglianza scritta in forma di *prediction error decomposition* (46).

Nel presente lavoro è stato utilizzato in previsione un modello a parametri variabili (relativi alle esogene ed alla componente autoregressiva) con varianza strutturata secondo un modello GARCH(1,1) :

$$(53) \quad R_t = \mathbf{j}_t \cdot R_{t-1} + F_t \cdot \mathbf{b}_t + \mathbf{h}_t \text{ con } \mathbf{h}_t \sim N(0, w_t)$$

$$(54) \quad \begin{pmatrix} \mathbf{b}_t \\ \mathbf{j}_t \end{pmatrix} = H \cdot \begin{pmatrix} \mathbf{b}_{t-1} \\ \mathbf{j}_{t-1} \end{pmatrix} + \mathbf{e}_t \text{ con } \mathbf{e}_t \sim N(0, v_t)$$

in cui si è posto :

$$(55) \quad w_t = \mathbf{f}_0 + \mathbf{f}_1 \cdot \mathbf{h}_{t-1}^2 + \mathbf{f}_2 \cdot w_{t-1}$$

$$(56) \quad v_t = \mathbf{c} \cdot w_t \cdot Id \text{ con } \mathbf{c} \text{ signal to noise ratio.}$$

Per rendere il precedente modello condizionalmente gaussiano è necessario operare in qualche modo sulla componente autoregressiva w_{t-1} della varianza del termine di disturbo che compare nella equazione di misura. Un primo modo è quello di sostituire ricorsivamente w_{t-1} con la sua definizione (data dalla (55) ritardata di un *lag*) e di assumere che il valore di w_{t-J} , che si ottiene dopo J sostituzioni ricorsive, sia trascurabile. Alternativamente è possibile inserire anche w_{t-J} nel vettore degli stati interni e stimarlo come parametro.

La via seguita nel presente lavoro, per rendere condizionalmente gaussiano il modello è quella di riscrivere la (55) nel seguente modo (Harvey ed al. [1992]):

$$(57) \quad w_t = \mathbf{f}_0 + \mathbf{f}_1 \cdot E_{t-1}(\mathbf{h}_{t-1}^2) + \mathbf{f}_2 \cdot E_{t-2}(w_{t-1})$$

la quale può essere inserita tra le altre equazioni di previsione nel filtro di Kalman, assumendo :

$$(58) \quad w_{t|t-1} = \mathbf{f}_0 + \mathbf{f}_1 \cdot E_{t-1}(\mathbf{h}_{t-1}^2) + \mathbf{f}_2 \cdot E_{t-2}(w_{t-1})$$

$$(59) \quad E_{t-2}(w_{t-1}) = w_{t-1|t-2}$$

$$E_{t-1}(\mathbf{h}_{t-1}^2) = \mathbf{h}_{t-1}^2.$$

II.4 Il Filtro di Kalman come metodo di stima

Nel problema in esame, il vettore degli stati \mathbf{b}_t rappresenta la sensibilità di ciascun portafoglio ai fattori fondamentali dell'economia. Il problema che viene risolto mediante il Filtro di Kalman è quello della determinazione di questo vettore di stati. Ciò consente di risolvere anche il problema della stima degli Hyperparameters, che sono sconosciuti nel modello State Space. Sotto le condizioni che i termini di disturbo e che il vettore degli stati iniziali, siano distribuiti normalmente, può essere utilizzata la tecnica della decomposizione dell'errore di previsione (*prediction error decomposition*).

Si consideri il modello in SSF delle equazioni (1) e (2). Si definisce b_{t-1} lo stimatore ottimo di \mathbf{b}_{t-1} basato sull'insieme informativo disponibile in t-1. Si definisce inoltre P_{t-1} la matrice di dimensione $(k \times k)$ come matrice di varianza e covarianza dell'errore di stima :

$$(29) P_{t-1} = E\left(\left(\mathbf{b}_{t-1} - b_{t-1}\right) \cdot \left(\mathbf{b}_{t-1} - b_{t-1}\right)'\right)$$

Lo stimatore ottimo di \mathbf{b}_t e la matrice varianza covarianza dell'errore di stima sono rispettivamente :

$$(30) b_{t|t-1} = H_t \cdot b_{t-1} + c_t$$

$$(31) P_{t|t-1} = H_t \cdot P_{t-1|t-1} \cdot H_t' + G_t \cdot V_t \cdot G_t'$$

Le precedenti equazioni sono dette di previsione (*prediction equations*), e quando l'osservazione R_t si rende disponibile le stime vengono aggiornate con le seguenti equazioni :

$$(32) b_{t|t} = b_{t|t-1} + P_{t|t-1}' \cdot K_t^{-1} \cdot (R_t - F_t \cdot b_{t|t-1} - d_t)$$

$$(33) P_{t|t} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1}' \cdot F_t' \cdot K_t^{-1} \cdot F_t \cdot P_{t|t-1}$$

$$(34) K_t = F_t \cdot P_{t|t-1} \cdot F_t' + H_t$$

che vengono definite *updating equations*. I due insiemi di equazioni formano il *Filtro di Kalman*. E' inoltre possibile ricavare le seguenti formule che consentono di passare direttamente da $b_{t|t-1}$ (oppure da $b_{t-1|t-1}$) a $b_{t|t}$. Nel primo caso otteniamo le seguenti equazioni :

$$(35) b_{t+1|t} = (H_{t+1} - J_t \cdot F_t') \cdot b_{t|t-1} + J_t \cdot R_t + (c_{t+1} - J_t \cdot d_t)$$

$$(36) J_t = H_{t+1} \cdot P_{t|t-1} \cdot F_t' \cdot K_t^{-1} \text{ detto guadagno di Kalman}$$

$$(37) P_{t+1|t} = H_{t+1} \cdot \left(P_{t|t-1} - P_{t|t-1}' \cdot F_t' \cdot K_t^{-1} \cdot F_t \cdot P_{t|t-1}\right) \cdot H_{t+1}' + G_{t+1} \cdot V_{t+1} \cdot G_{t+1}' \text{ detta equazione di Riccati.}$$

Un primo interessante aspetto del filtro di Kalman è che spesso conviene specificare il modello SSF, in modo che la varianza del termine di disturbo sia proporzionale ad uno scalare :

$$Var(\mathbf{h}_t) = \mathbf{s}_*^2 \cdot W_t$$

$$Var(\mathbf{e}_t) = \mathbf{s}_*^2 \cdot V_t,$$

ed in alcuni casi è interessante porre, nelle precedenti espressioni, $V_t = \mathbf{c} \cdot Id$. \mathbf{c} viene definito *signal-noise ratio* ed è un iperparametro che indica il livello di disturbo presente nella equazione di transizione e quindi nel vettore degli stati del sistema⁸.

⁸ Per una applicazione del signal-noise ratio alla politica monetaria in Italia cfr. L. Buttiglione, P. Del Giovane, E. Gaiotti in "The role of the different central bank rates in the transmission of monetary policy", Working paper della B. d'Italia, 1997

Altro aspetto interessante, è la possibilità di considerare la varianza del termine di disturbo e_t , o la matrice G_t uguali rispettivamente a zero o alla matrice nulla. In questo caso il filtro di Kalman restituisce la stima ricorsiva degli stati del sistema. Il metodo di stima così ottenuto viene definito Recursive Least Squares (RLS), ed ha la proprietà di consentire al vettore degli stati interni del sistema, di variare al mutare del set informativo senza seguire un processo stocastico.

I valori di inizializzazione del filtro di Kalman possono essere considerati come previsioni ($b_{1|0}$ e $P_{1|0}$), oppure come valori aggiornati (b_0 e P_0), ed è quindi necessario iniziare l'algoritmo rispettivamente con l'insieme di equazioni di aggiornamento, o con l'insieme di equazioni di previsione.

Tra le proprietà del filtro di Kalman troviamo le seguenti. Lo stimatore $b_{t|t}$ è quello a minore errore quadratico medio (MMSE) di \mathbf{b}_t quando il modello è gaussiano, in caso contrario viene definito come lo stimatore lineare a minore errore quadratico medio (MMSLE). L'errore di previsione, definito come :

$$I_t = R_t - \hat{R}_t = F_t \cdot (\mathbf{b}_t - b_{t|t-1}) + d_t$$

è definito *innovations* ed ha un ruolo fondamentale nelle equazioni di updating, in quanto consente di inserire nel sistema, la nuova informazione contenuta nelle variabili osservabili. In un modello gaussiano la innovazione ha media zero e varianza pari a K_t . In caso di modelli non gaussiani le proprietà continuano a valere se le matrici di sistema sono fisse e note a priori.

II.5 Stima di massima verosimiglianza

La caratteristica principale delle serie storiche è la dipendenza intertemporale tra osservazioni e risulta quindi naturale scomporre la funzione di verosimiglianza nel seguente modo :

$$(43) L(R; \Psi) = \prod_{t=1}^T p(R_t | \Theta_{t-1})$$

in cui con $p(R_t | \Theta_{t-1})$ si indica la distribuzione di R_t , condizionale all'insieme informativo del periodo t-1, $\Theta_{t-1} = \{R_1, \dots, R_{t-1}\}$. Sotto l'ipotesi di normalità delle condizioni iniziali, la funzione di probabilità condizionale, sarà essa stessa normale con media :

$$(44) E_{t-1}(R_t) = F_t \cdot b_{t|t-1} + d_t$$

e varianza

$$(45) \text{Var}_{t-1}(R_t) K_t = F_t \cdot P_{t|t-1} \cdot F_t' + W_t.$$

La funzione di logverosimiglianza per modelli gaussiani può così essere scritta :

$$(46) \log L = -\frac{N \cdot T}{2} \cdot \log(2 \cdot \mathbf{p}) - \frac{1}{2} \cdot \sum_{t=1}^T \log |K_t| - \frac{1}{2} \cdot \sum_{t=1}^T (I_t' \cdot K_t^{-1} \cdot I_t)$$

con $I_t = R_t - \hat{R}_{t|t-1}$. La (46) è conosciuta come la forma *prediction error decomposition* della funzione di verosimiglianza, perché scritta come funzione dell'errore commesso in previsione dal filtro ad ogni passo. Per la stima dei parametri incogniti è sufficiente massimizzare la log-verosimiglianza con un algoritmo di ottimizzazione numerica ; nel presente lavoro l'algoritmo utilizzato è il metodo del gradiente implementato in GAUSS.

Si accenna ad un altro procedimento di stima degli iperparametri che è asintoticamente equivalente alla stima ML sotto particolari condizioni⁹. Il metodo consiste nella massimizzazione della somma degli errori di previsione :

$$(48) S(\Psi) = \sum_{t=1}^T (I'_t \cdot I_t)$$

e rientra anch'esso nell'insieme dei metodi di stima basati sulla *prediccion error decomposition*.

Va detto infine che nella stima degli iperparametri possono sorgere anche problemi di tipo numerico. Per questo in letteratura sono stati sviluppati altri algoritmi tra i quali l'algoritmo E-M, l'Innovation Correlation Method ed infine l'algoritmo SRIF (square root iterative filter)¹⁰. Nella presente lavoro di ricerca, non sono stati riscontrati particolari problemi numerici nell'implementazione del filtro di Kalman e non si è quindi fatto ricorso a questi algoritmi alternativi

II.6 Cumsum test

In questo lavoro di analisi dei portafogli di stile è stato utilizzato il test cumsum, basato sui residui ricorsivi, per verificare l'assenza di rotture strutturali nel modello.

L'insieme di iperparametri $\Psi = [\Psi_* \quad \mathbf{s}_*^2]$ può essere partizionato in modo tale che il filtro non dipenda dal parametro varianza del termine di disturbo. Per dati valori di Ψ_* è possibile standardizzare i residui ricorsivi del filtro :

$$(*1) \tilde{I}_t = \frac{I_t}{k_t^{1/2}} \text{ con } t = d + 1, \dots, T$$

dove d rappresenta il numero di osservazioni necessarie ad inizializzare il filtro di Kalman. Si dimostra che un modello correttamente specificato con parametri noti ha la seguente proprietà :

$$(*2) \tilde{I}_t \sim N(0, \mathbf{s}_*^2)$$

proprietà che vale in modo approssimato, quando ai parametri si sostituiscono le stime.

Si definiscono ora i *cumulative sum of squares*, che rappresentano la statistica di riferimento per il test di rottura strutturale:

$$(*3) CUMSUM(t) = \hat{\mathbf{s}}_*^{-1} \cdot \sum_{j=d+1}^t \tilde{I}_j \text{ con } t = d + 1, \dots, T$$

$$(*4) \hat{\mathbf{s}}_*^2 = (T - d - 1)^{-1} \cdot \sum_{t=d+1}^T (\tilde{I}_t - \bar{\tilde{I}})^2$$

$$(*5) \bar{\tilde{I}} = \frac{1}{(T - d - 1)} \cdot \sum_{t=d+1}^T \tilde{I}_t$$

Le bande del test vengono rappresentate graficamente come due linee rette le cui equazioni sono :

$$(*6) CUMSUM = \pm \left[a \cdot \sqrt{T - d} + 2 \cdot a \cdot \frac{(t - d)}{\sqrt{T - d}} \right]$$

⁹ Per approfondimenti cfr. A.C. Harvey, "Forecasting, structural time series models and the Kalman filter", 1989, pp.129-130.

¹⁰ C. Carraro e D. Sartore in "Square Root Iterative Filter : Theory and Applications to Econometric Models", Annale d'economie et de statistique, n. 6/7 1987.

in cui a vale 0,948 ad un livello di significatività del 5% e 0,850 ad un livello del 10%. Il test di rottura strutturale viene condotto anche graficamente rappresentando la seguente quantità :

$$(*7) \text{ CUMSUM}Q(t) = \frac{\sum_{j=d+1}^t \tilde{I}_j^2}{\sum_{t=d+1}^T \tilde{I}_t^2}$$

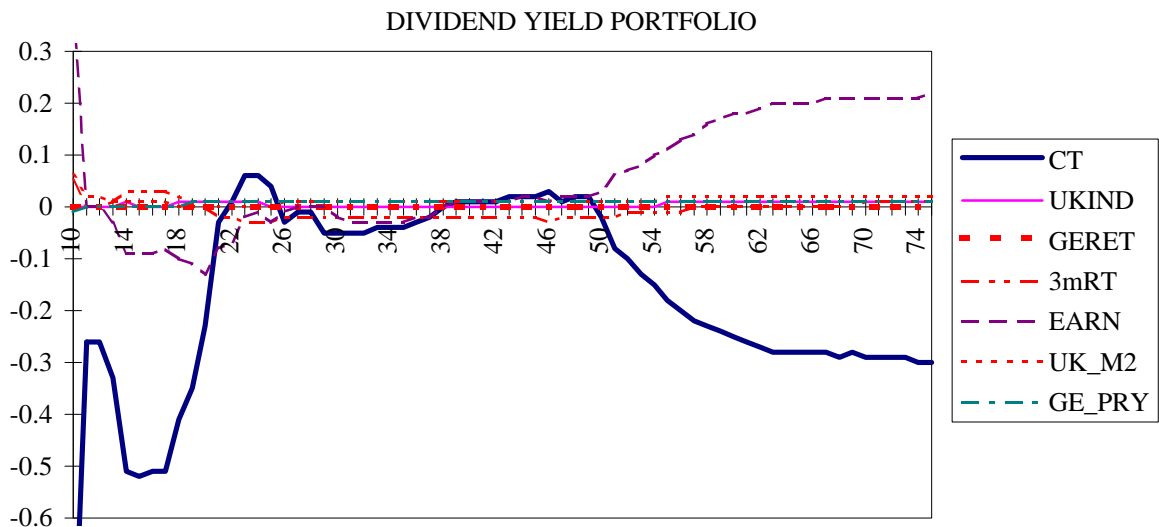
Si ricorda che i residui del filtro di Kalman possono essere utilizzati per innumerevoli altri test per i quali si rinvia ad Harvey [1989].

II.7 Risultati delle stime dei coefficienti di sensibilità

Vengono ora rappresentati graficamente i risultati delle stime dei coefficienti beta per ciascun portafoglio. Essi esprimono la relazione esistente tra il rendimento di un portafoglio di stile ed un fattore economico. Oltre alla stima dei parametri è stato condotto un test cusum per verificare la stabilità dei modelli stimati.

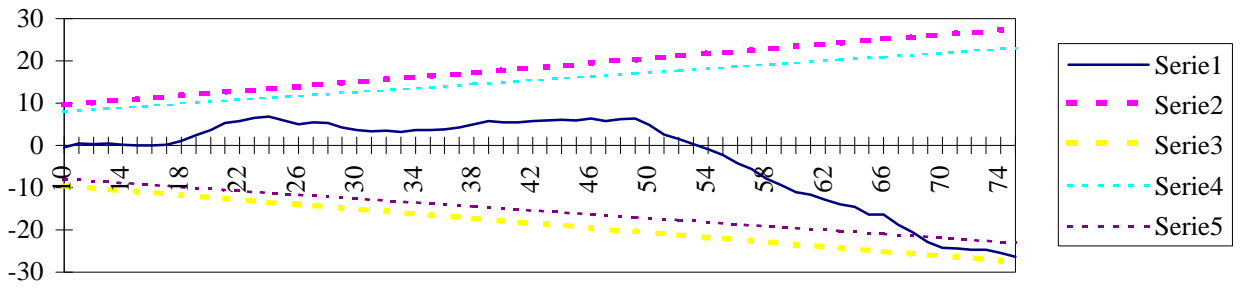
Stima Recursive Least Squares

Graf. 59
(Estimated parameters)



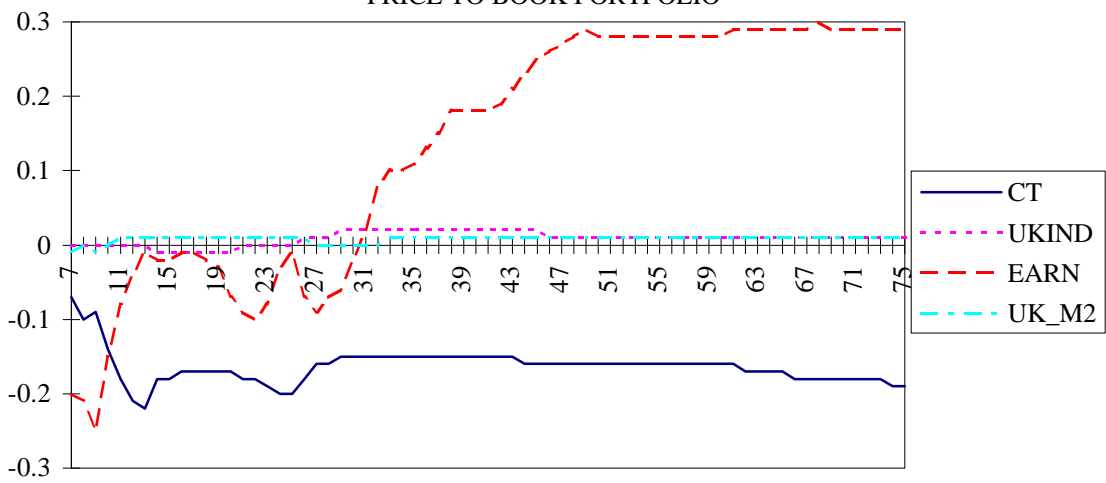
Graf. 58
(Cumsum test for stability)

DIVIDEND YIELD PORTFOLIO



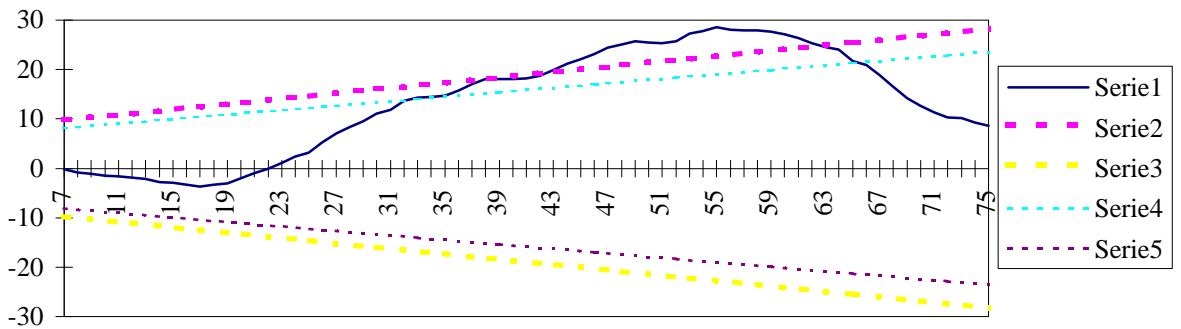
Graf. 61
(Estimated parameters)

PRICE TO BOOK PORTFOLIO

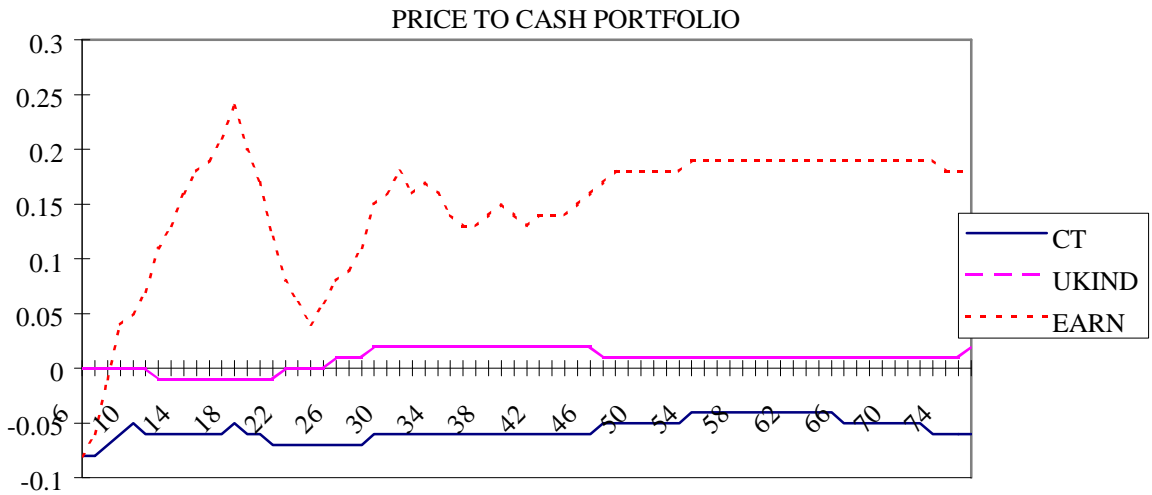


Graf. 60
(Cumsum test for stability)

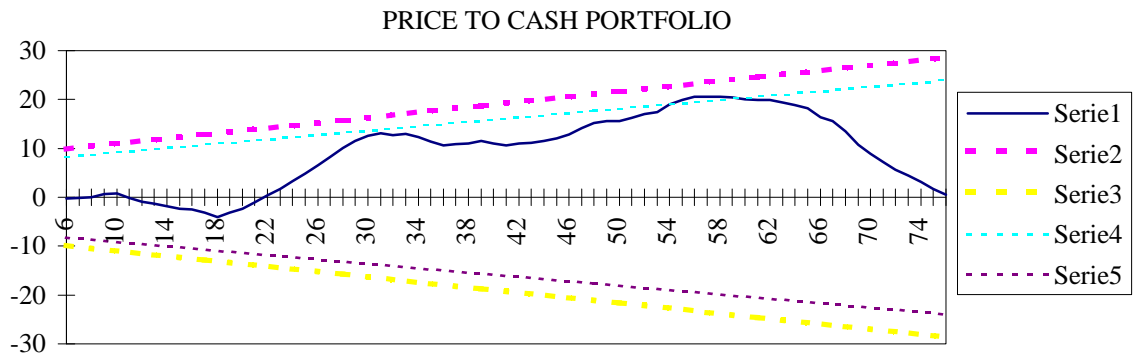
PRICE TO BOOK PORTFOLIO



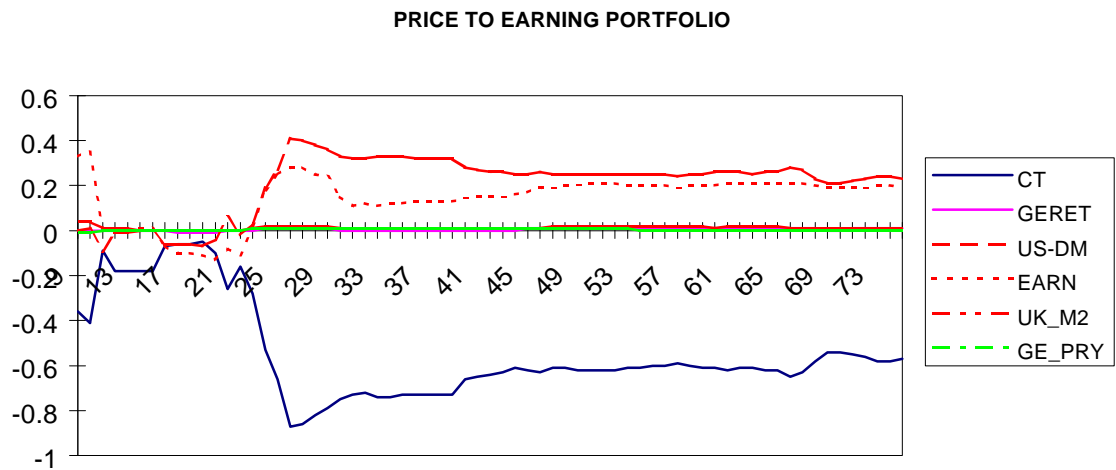
Graf. 63
(Estimated parameters)



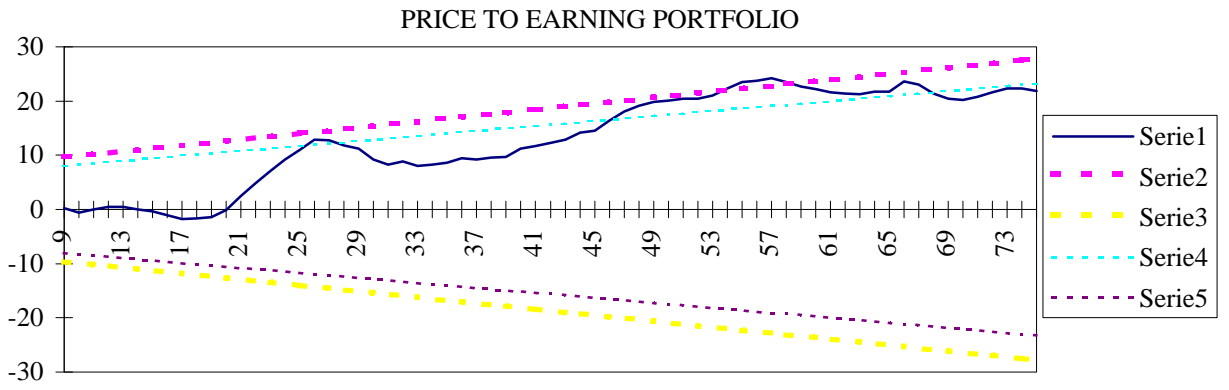
Graf. 62
(Cumsum test for stability)



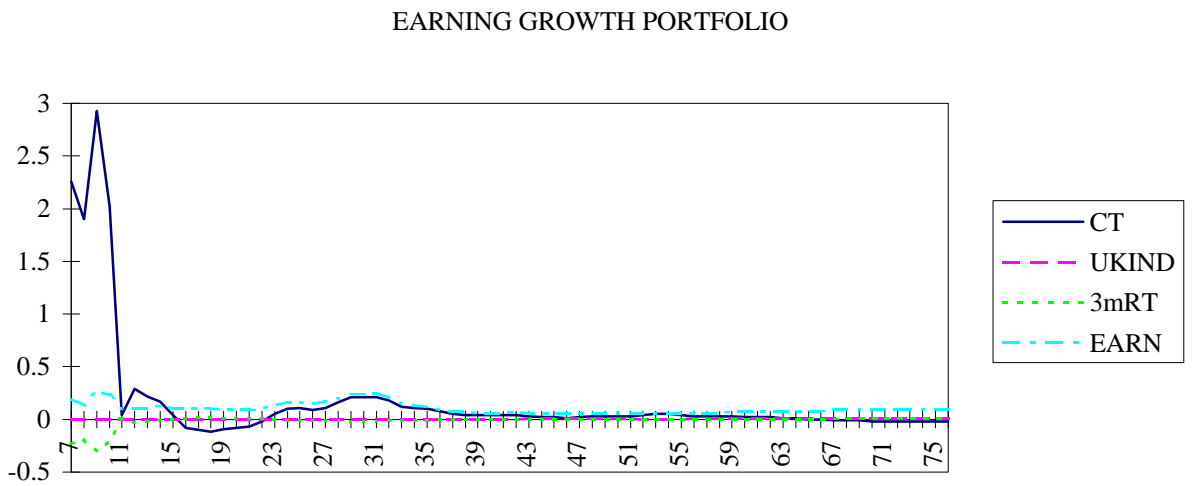
Graf. 65
(Estimated parameters)



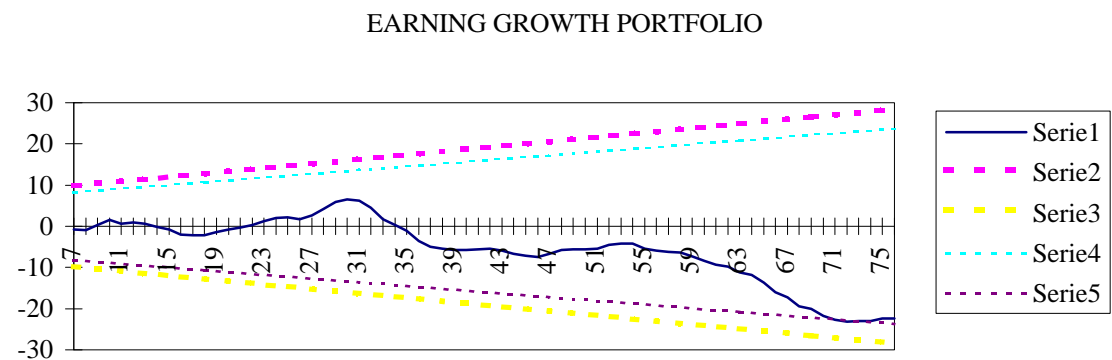
Graf. 64
(Cumsum test for stability)



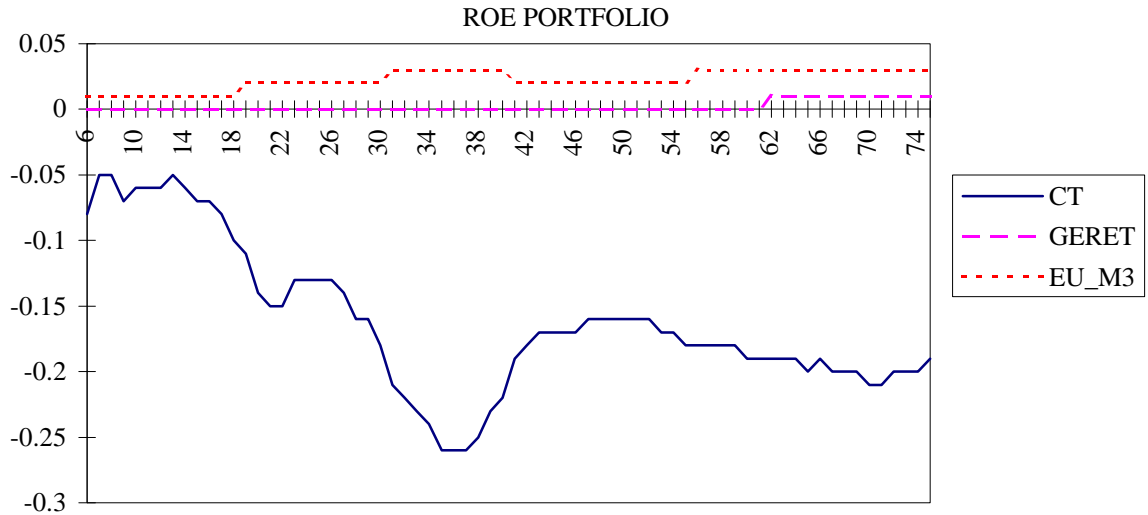
Graf. 67
(Estimated Parameters)



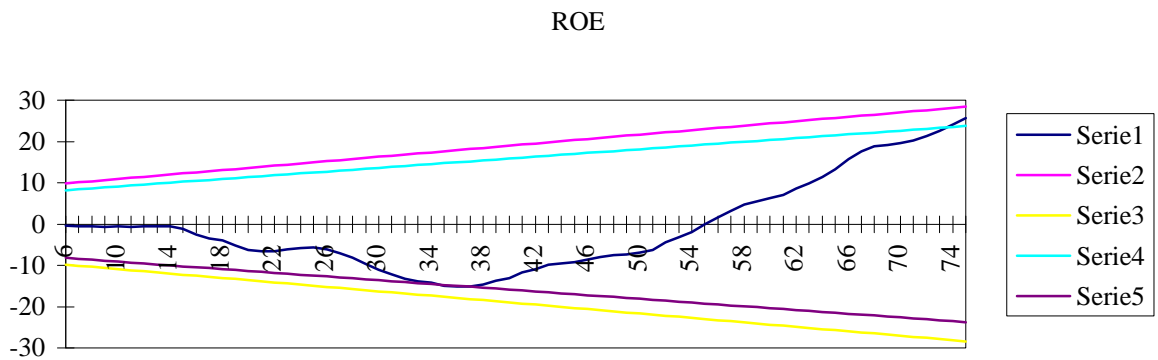
Graf. 66
(Cumsum test for stability)



Graf. 69
(Estimated parameters)



Graf. 68
(Cumsum test for stability)



Stima del modello multifattoriale in SSF mediante Filtro di Kalman, con ipotesi di coefficienti Random Walk

Le analisi condotte hanno evidenziato come l'introduzione nel modello, di elementi non lineari (trend cubico) possa rendere più "flessibile" il modello, migliorando le stime in termini di stabilità dei parametri per tutto il periodo campionario. Per dare maggiore flessibilità al modello, anche sulla base di studi esistenti in materia si è pensato di attribuire ai coefficienti una dinamica di tipo Random Walk. Come si può osservare i risultati in termini di stabilità sono ottimi.

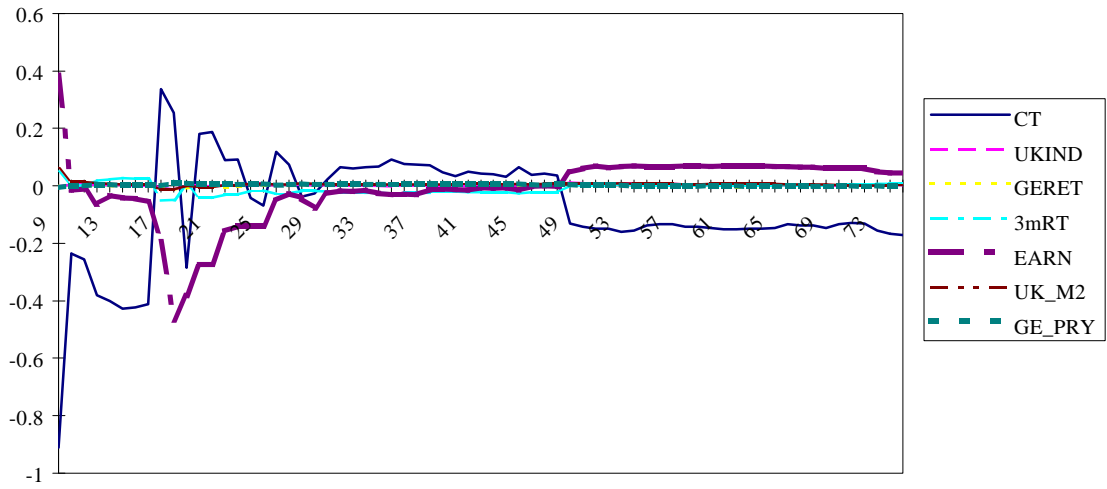
Graf. 82

(Estimated parameters)

DY PORTFOLIO

STNR 0.05787

VAR 0.00007

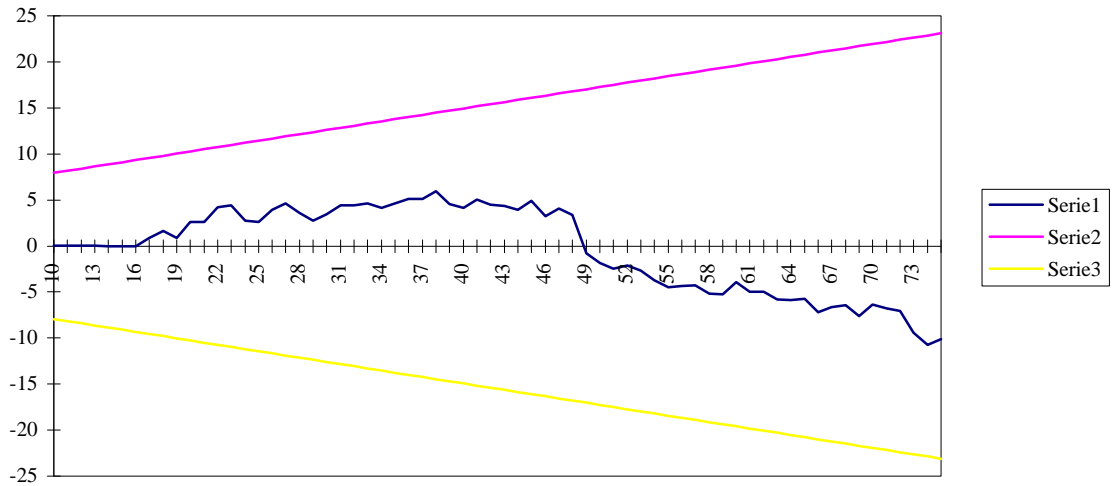


Graf. 83
(Cumsum test for stability)

DY PORTFOLIO

STNR 0.05787

VAR 0.00007

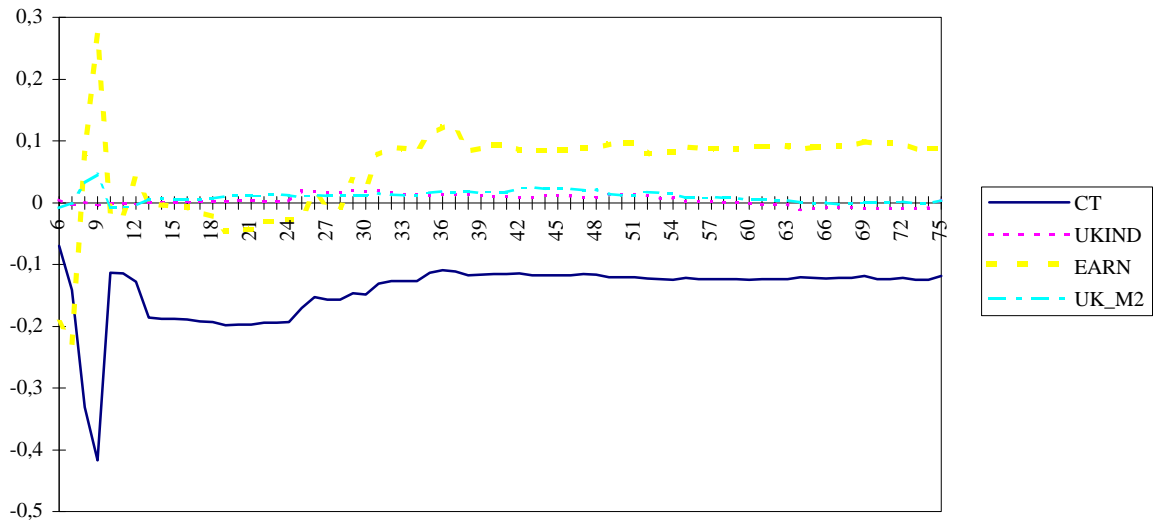


Graf. 84
(Estimated parameters)

PB PORTFOLIO

STNR 0.07801

VAR 0.00021

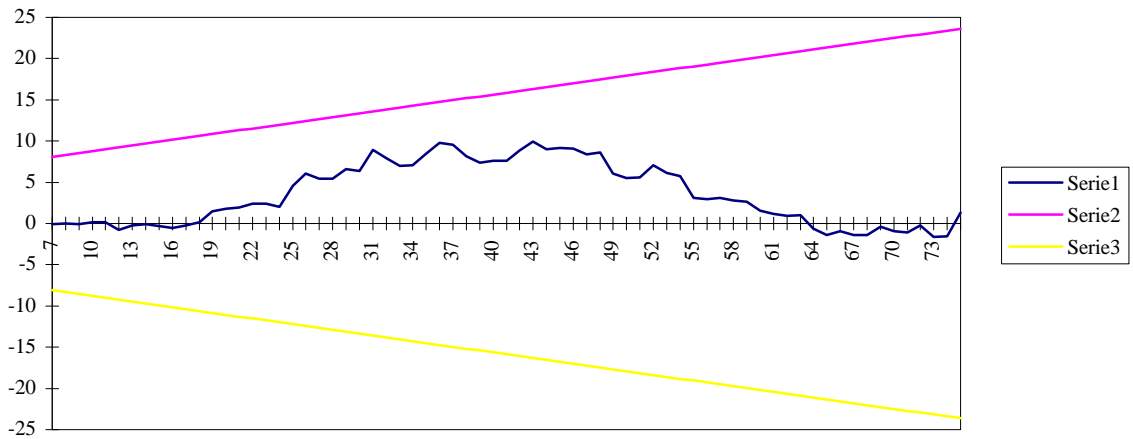


Graf. 85
(Cumsum test for stability)

PB PORTFOLIO

STNR 0.07801

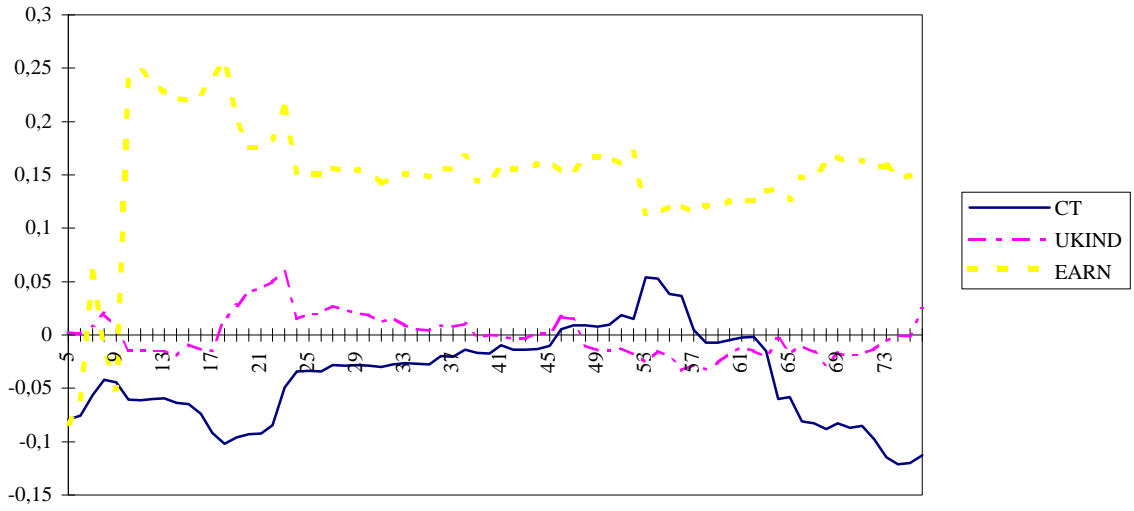
VAR 0.00021



Graf. 86

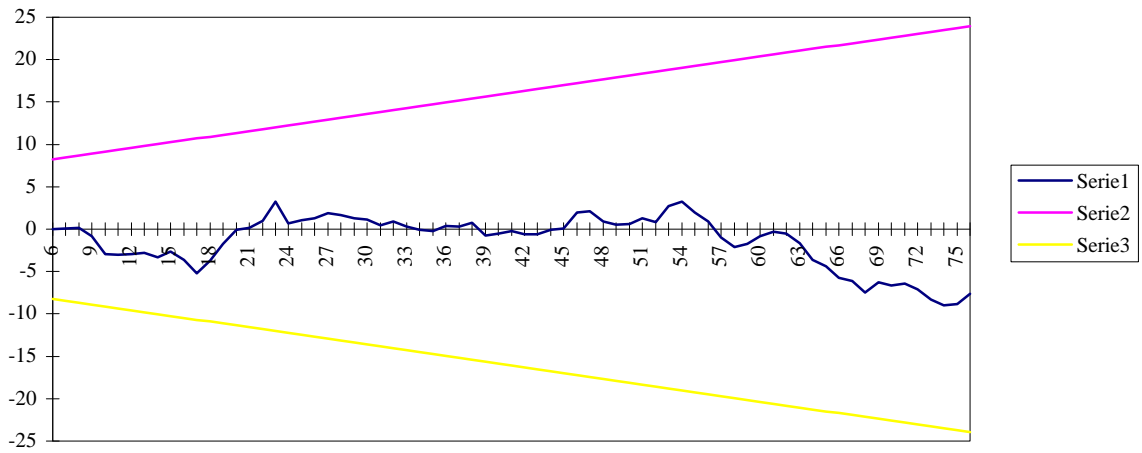
(Estimated parameters)

PC PORTFOLIO
STNR 1,23085
VARIANCE 0,0002

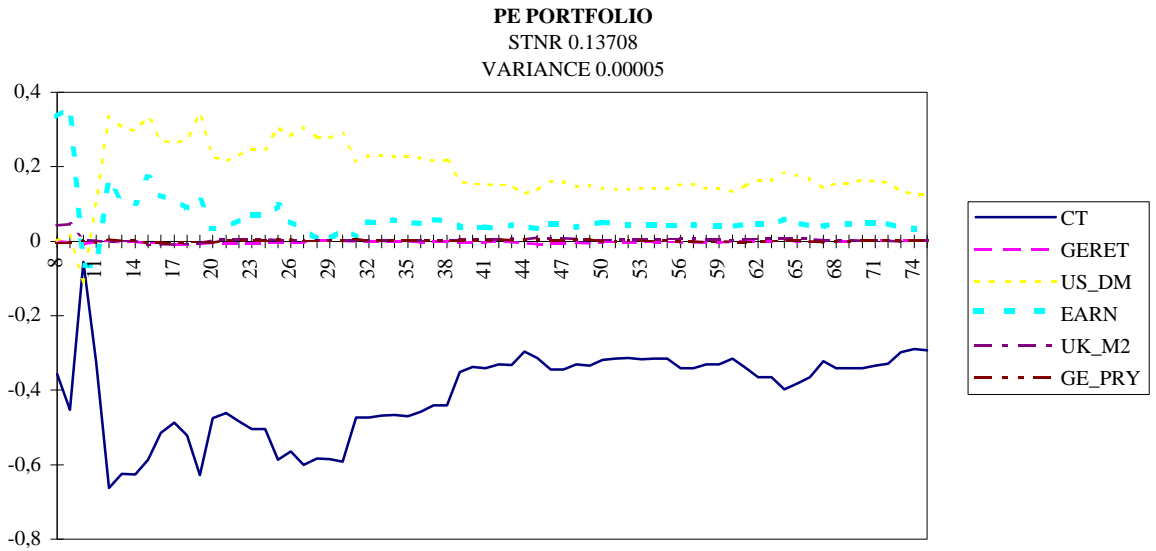


Graf. 87
(Cumsum test for stability)

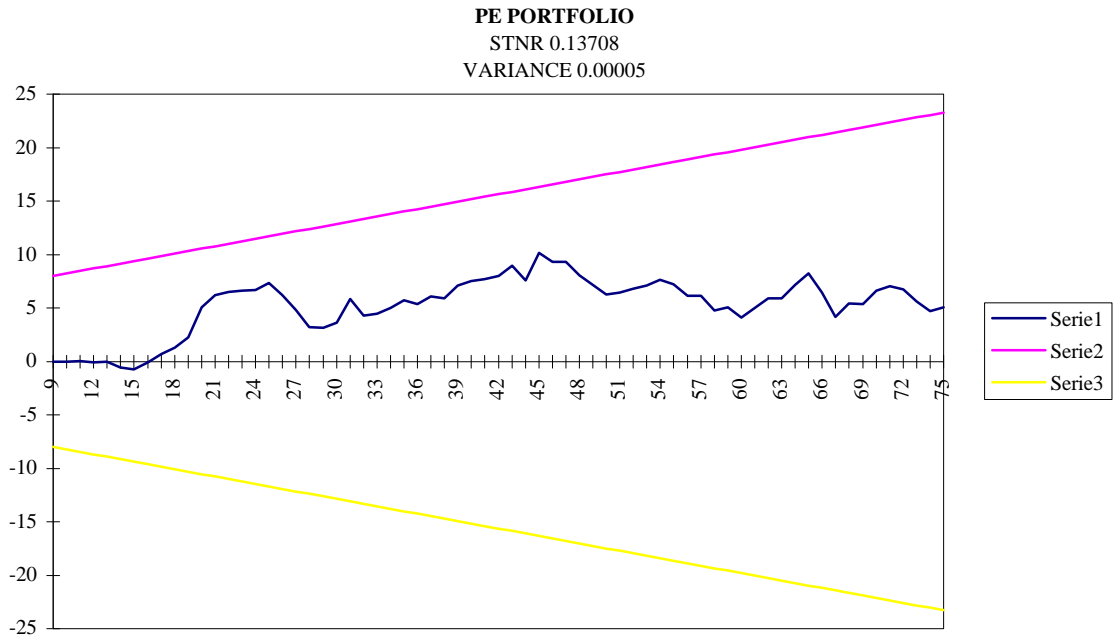
PC PORTFOLIO
STNR 1,23085
VARIANCE 0,0002



Graf. 88
(Estimated parameters)

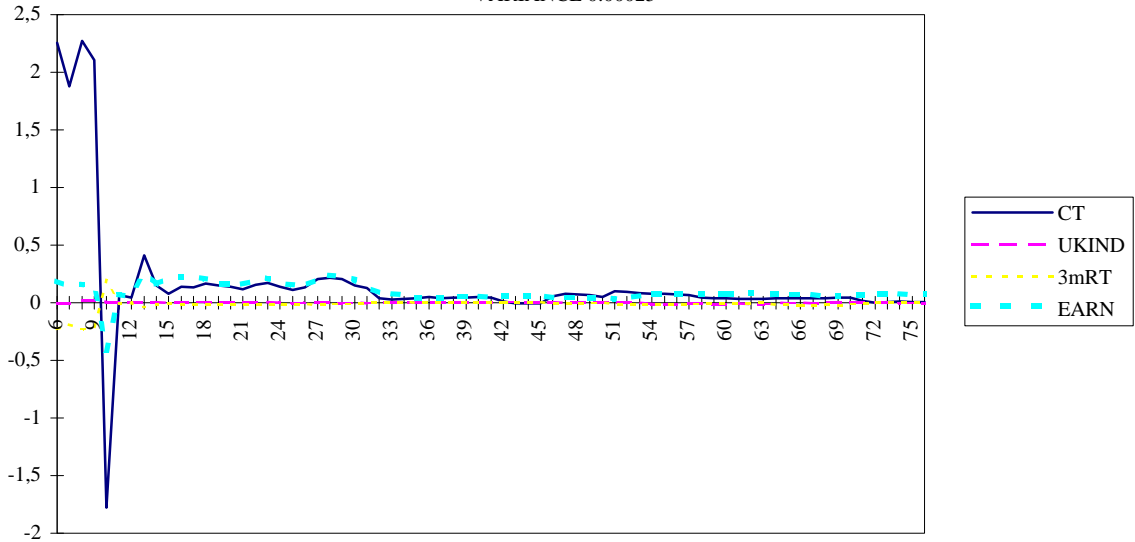


Graf. 89
(Cumsum test for stability)



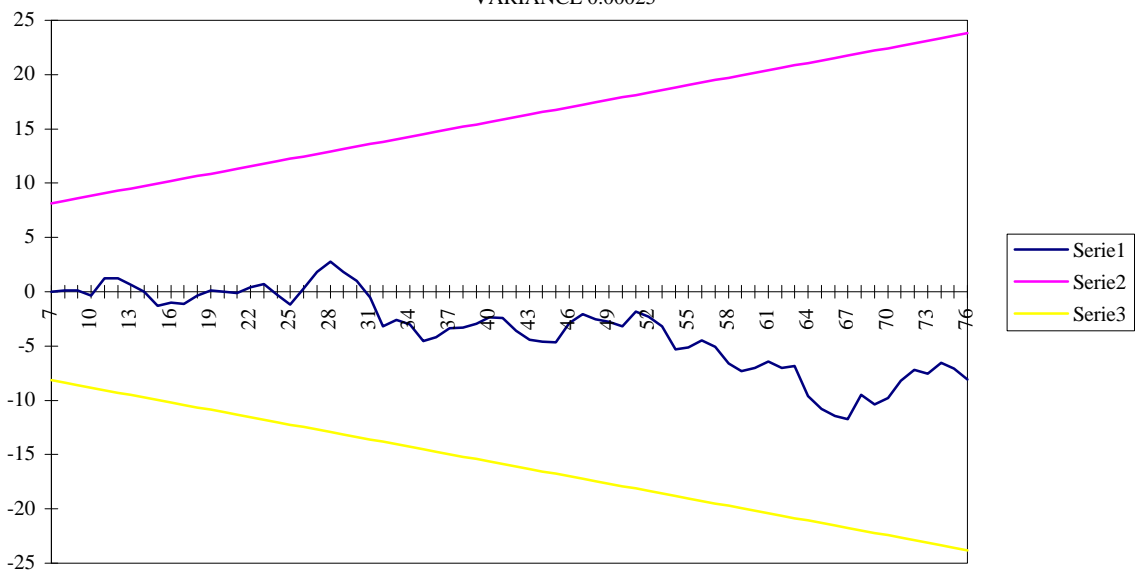
Graf. 90
(Estimated parameters)

EG PORTFOLIO
 STNR 0.05978
 VARIANCE 0.00025



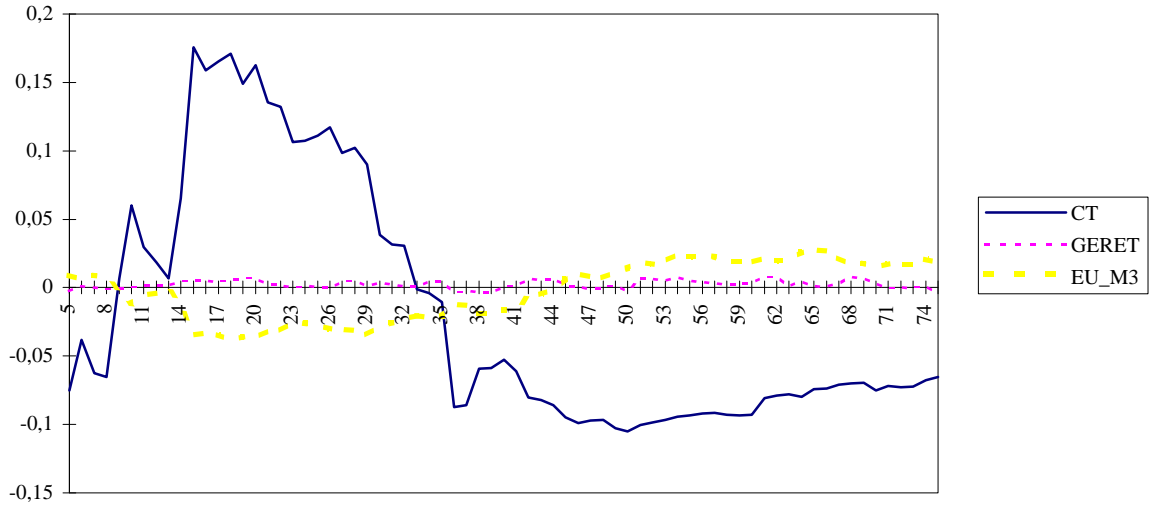
Graf. 91
(Cumsum test for stability)

EG PORTFOLIO
 STNR 0.05978
 VARIANCE 0.00025



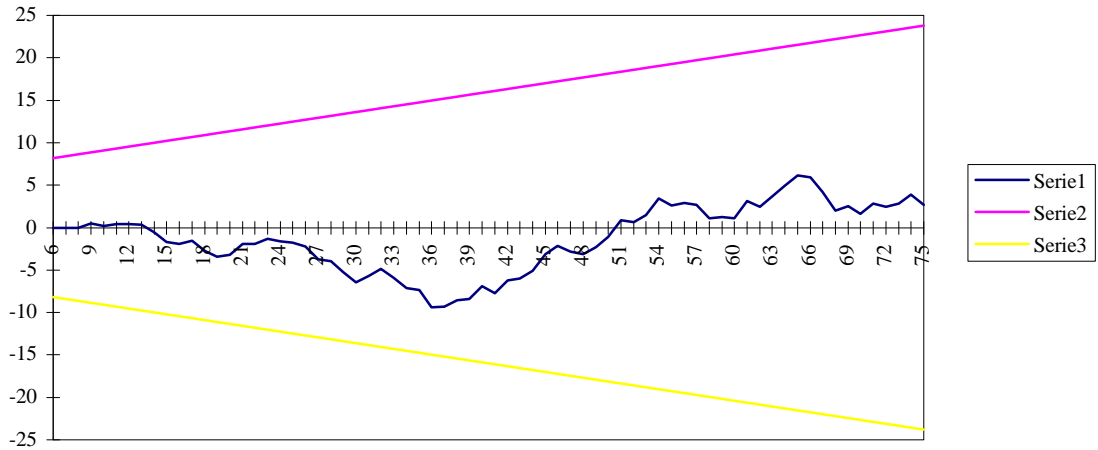
Graf. 92
(Estimated parameters)

ROE PORTFOLIO
 STNR 651471.2029
 VARIANCE 0



Graf. 93
(Cumsum test for stability)

ROE PORTFOLIO
 STNR 651471.2029
 VARIANCE 0



Stima (a due passi) del modello ECM in forma State Space

Vengono ora presentati i risultati relativi alla stima del modello ECM. Il vantaggio di questo modello è quello di stimare i parametri a partire da delle serie rese stazionarie mediante la riparametrizzazione del modello. Le serie dei rendimenti e dei fattori economici sono state sottoposte al test di radice unitaria ADF. Tutte le variabil endogene ed alcune variabili esogene sono risultate non stazionarie. Mediante il modello ECM si risolve questo inconveniente.

Tab. 22
(Equazioni di lungo periodo)

Economic Factors	DY 5 th	PB 1 st	PCF 1 st	PE 1 st	EG 5 th	ROE 5 th
CONSTANT TERM	0.21053 (2.406)	0.33084 (5.036)	0.92080 (10.902)	-0.032712 (-0.301)	0.46071 (6.026)	-0.058086 (-0.940)
UK INDUSTRIAL PRODUCTION	0.0047839 (1.970)	-	-	-	0.0041028 (1.781)	-0.0089256 (-3.507)
GER INDUSTRIAL PRODUCTION	-	-	0.0037109 (3.263)	-	-	-
UK RETAIL SALES	-0.0077741 (-2.835)	-0.0069081 (-2.399)	-0.012242 (-4.450)	-0.0074338 (-2.672)	-0.0048711 (-1.710)	-
GER RETAIL SALES	-	-	-0.0033061 (-2.276)	-	-	-
3 MONTHS GER RATE	-0.029917 (-5.342)	-0.062531 (-14.247)	-0.064010 (-14.025)	-0.012982 (-2.450)	-0.011233 (-2.495)	0.015092 (2.627)
10 YEARS GER RATE	-0.016391 (-2.114)	-	-0.03449 (-3.874)	-0.030236 (-3.109)	-0.031846 (-4.320)	-
US\$-DM EXCHANGE RATE	0.087553 (2.012)	0.19398 (4.470)	-	0.17526 (3.496)	-	-0.18482 (-3.830)
EARNING GROWTH MSCI	0.11235 (3.729)	0.17858 (6.878)	0.10329 (3.743)	0.086735 (2.435)	0.070852 (2.897)	-0.12781 (-4.034)
UK MONEY SUPPLY (M2)	0.0074923 (4.119)	-	-0.0091033 (-3.343)	0.0037588 (1.670)	-0.0076320 (-4.507)	-
EU MONEY SUPPLY (M3)	-0.014903 (-4.498)	-0.015796 (-4.051)	-	-0.0083847 (-2.041)	-	0.022690 (5.523)
GER PRODUCTIVITY	0.0057986 (4.246)	-	-	0.0039737 (2.318)	-	0.0038197 (2.467)
LINEAR TREND	-0.0038544 (-5.743)	-0.0068158 (-14.759)	-0.0074653 (-15.412)	-0.0011084 (-2.092)	-0.0027301 (-4.502)	0.0033207 (4.928)

Tab. 23
(Equazioni di breve periodo)

Economic Factors	Δ DY 5 th	Δ PB 1 st	Δ PCF 1 st	Δ PE 1 st	Δ EG 5 th	Δ ROE 5 th
CONSTANT TERM	-0.00057633 (-0.337)	-0.0015125 (-0.603)	-0.0025841 (-0.984)	0.00175 (0.850)	-0.0013212 (-0.602)	0.000408 97 (0.222)
Δ (UK INDUSTRIAL PRODUCTION)	0.0039682 (2.422)	-	-	-	-	-
Δ (GER INDUSTRIAL PRODUCTION)	-	-	-	-	-	-
Δ (UK RETAIL SALES)	-	-	-0.0047141 (-2.261)	-	-	-

Δ(GER RETAIL SALES)	-	-	-	-	-	-
Δ(3 MONTHS GER RATE)	-	-0.021350 (-1.659)	-0.027620 (-2.026)	-	-0.016984 (-1.499)	-
Δ(10 YEARS GER RATE)	-	-	-	-	-	-
Δ(US\$-DM EXCHANGE RATE)	-	-	-	-	-0.11502 (-2.183)	-0.078303 (-1.563)
Δ(EARNING GROWTH MSCI)	-	-	0.060671 (1.460)	-	-	-0.060516 (-1.773)
Δ(UK MONEY SUPPLY (M2))	0.0057494 (3.856)	-	-0.0040115 (-1.975)	0.0024923 (1.425)	-0.0033648 (-1.961)	-
Δ(EU MONEY SUPPLY (M3))	-0.010057 (-2.879)	-	-	-	-	-
Δ(GER PRODUCTIVITY)	0.0035674 (2.930)	-	-	-	-	-
Long-Run residuals_1	-0.43769 (-4.653)	-0.31061 (-3.299)	-0.40109 (-3.761)	-0.33853 (-3.837)	-0.52899 (-5.181)	-0.27013 (-3.410)

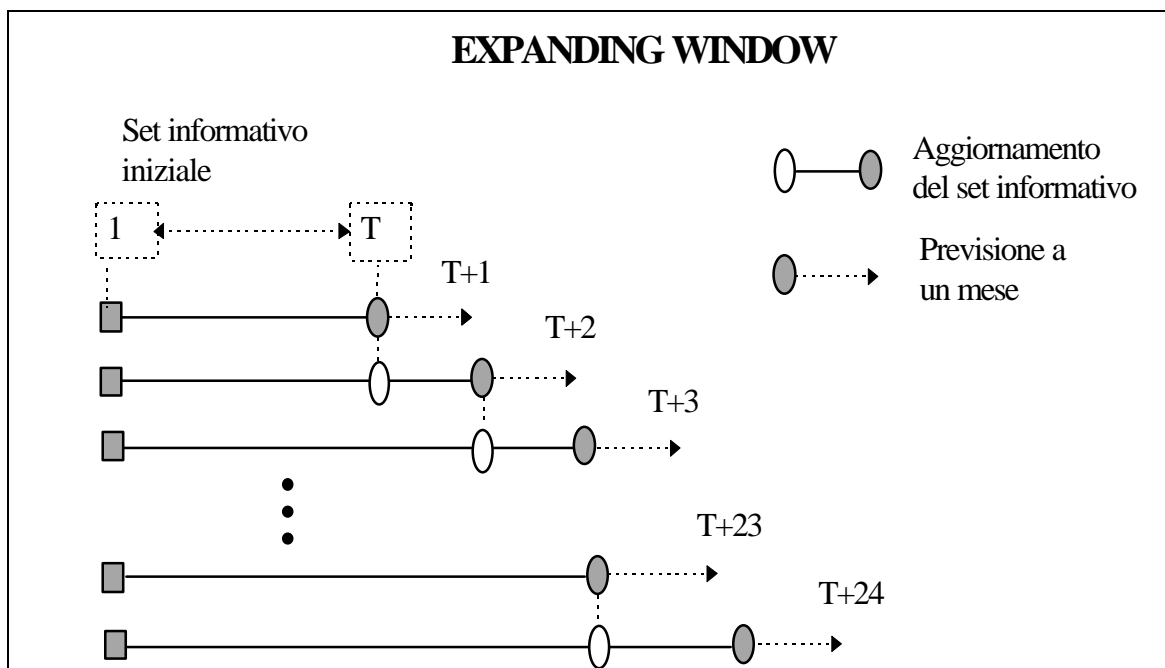
II.8 Il ruolo delle previsioni nell'allocazione tattica del portafoglio

L'obiettivo della presente analisi è quello di indagare sul comportamento economico dei portafogli di stile. Conoscere come gli equity style reagiscono ai cambiamenti di una ampio insieme di variabili economiche consente al gestore di prevedere quale sarà il migliore stile di investimento per il periodo successivo, consentendogli di ribilanciare il portafoglio a favore di quell'equity style. La *rotazione degli stili di investimento*, è una tecnica che sfrutta principalmente l'esistenza l'alternanza di rendimenti positivi e negativi dei diversi stili di investimento, per realizzare una gestione attiva del portafoglio. Viene ora presentato il confronto in previsione dei modelli a parametri variabili stimato con filtro di Kalman. Il confronto riguarda previsioni *in the sample* per gli indici di stile (variabili endogene) fatte un mese in avanti per 24 mesi consecutivi, espandendo ad ogni mese la finestra dei dati (expanding window, vedi fig. IV.1). Il confronto dei modelli avviene in termini di errore assoluto di previsione cumulato per 24 mesi (o 12 mesi, o 6 mesi).

$$ABS = \sum_{t=1}^{24} |R_t - \hat{R}_t|$$

Si è scelto di valutare i modelli per tre diverse finestre temporali in modo da verificare l'esistenza di periodi in cui determinati modelli si comportano meglio, in termini di ABS, rispetto ad altri. Un risultato interessante è la capacità dei modelli a varianza stocastica a generare previsioni migliori di tutti gli altri modelli considerati, negli ultimi sei mesi del periodo campionario.

Fig. II.1



La seguente tabella riassume le variabili economiche incluse nei diversi modelli di previsione, mentre la tabella *** riassume i risultati, in termini di errori assoluti cumulati, ottenuti nelle previsioni effettuate.

Variabili economiche esplicative per ciascun portafoglio

Variabili esogene	DY 5 th	P/B 1 st	P/C 1 st	P/E 1 st	EG 5 th	ROE 5 th
UK ind. prod.	*	*	*	*	*	
Ger ind. prod.						
UK ret. Sales						
Ger ret. Sales	*					
3m Ger Int. Rate	*				*	*
10y Ger Int. Rate						
US\$-DM exch. Rate				*		
Earnings MSCI	*	*	*	*	*	
UK M2 supply	*	*		*		
EU M3 supply						*
Ger productivity	*			*		

Tab. 27

24 months

MODELS	Random Walk coefficients model	AR(1) with trans. matrix	AR(1) with Garch(1,1) variance	ECM	NAIF
PORTFOLIOS					
DY 5th	0,3315589	0,273927	0,2739547	0,2799664	0,261
PB 1st	0,4044698	0,4148393	0,4085517	0,4543065	0,381
PC 1st	0,5824122	0,4174292	0,4128524	0,4659985	0,427
PE 1st	0,3864755	0,3997578	0,4038442	0,3677266	0,354
EG 5th	0,3986445	0,4106051	0,40048	0,3962231	0,359
ROE 5th	0,4932595	0,4340658	0,446071	0,3912302	0,361

12 months

MODELS	Random Walk	AR(1) with	AR(1) with	ECM	NAIF
--------	-------------	------------	------------	-----	------

	coefficients model	trans. matrix	Garch(1,1) variance		
PORTFOLIOS					
DY 5th	0,168613	0,1570297	0,1533632	0,1699451	0,162
PB 1st	0,2368355	0,2485086	0,2366417	0,2204355	0,230
PC 1st	0,2862738	0,2267146	0,2193815	0,261665	0,241
PE 1st	0,2612672	0,2442253	0,2397178	0,2238706	0,218
EG 5th	0,1954408	0,2061313	0,1952614	0,1942709	0,176
ROE 5th	0,2847917	0,2608624	0,2726027	0,2279505	0,217

6 months

MODELS	Random Walk	AR(1) with	AR(1) with	ECM	NAIF
	coefficients model	trans. matrix	Garch(1,1) variance		
PORTFOLIOS					
DY 5th	0,1052611	0,1035798	0,1005542	0,111885	0,107
PB 1st	0,1206917	0,1254082	0,1122715	0,1369301	0,118
PC 1st	0,1065026	0,0907728	0,0863878	0,1038219	0,084
PE 1st	0,0881518	0,0792774	0,0713596	0,0777685	0,072
EG 5th	0,0946578	0,0930968	0,0937211	0,1050222	0,090
ROE 5th	0,1319696	0,1049521	0,1122154	0,0927707	0,090

(*) Il modello "Naif" consiste nel prendere come previsione per il mese successivo, l'ultima osservazione disponibile ed è un modello di previsione che deriva dall'ipotesi di Rendimenti Random Walk del mercato.